

分类号 C8/318
U D C

密级
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

(专业学位)

论文题目 基于贝叶斯方法的中国动态金融状况指数
的构建及其特征分析

研究生姓名: 胡世文

指导教师姓名、职称: 肖强 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: 2022年5月30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： 胡世文 签字日期： 2022年5月30日

导师签名： 肖强 签字日期： 2022年5月30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： 胡世文 签字日期： 2022年5月30日

导师签名： 肖强 签字日期： 2022年5月30日

Construction of dynamic financial condition index based on Bayesian method and its characteristics analysis

Candidate: Hu Shi Wen

Supervisor: Xiao Qiang

摘 要

从 08 年全球金融危机开始,金融系统的波动对宏观经济的影响已经变得越来越不可忽视,监测和防范系统性金融风险显得愈发重要。而金融状况指数(FCI)是一种衡量金融市场整体变化的综合指标,可以作为货币政策和宏观经济的指示器及测度指标。因此,中国 FCI 构建及其动态特征分析对我国防范经济金融风险至关重要。

本文在已有研究的基础上基于贝叶斯估计方法构造两种动态金融状况指数,并对其波动特征和权重差异以及金融状况指数同我国宏观经济之间的关联性进行了比较。本文的主要研究内容如下:

首先利用动态因子模型和引入贝叶斯估计方法的总需求缩减方程式及 TVP-VAR 模型分别构建了 FCI,并分析和对比了指数波动特征以及动态权重变化。其次,通过格兰杰因果检验、跨期相关性分析和回归方程初步检验和对比金融状况指数的有效性。再次,利用频域分析方法对构建指数和宏观经济变量之间的周期关联性质进行测度和比较。最后,通过马尔可夫区制转换模型研究金融状况指数本身的变动特征并比较其中差异。

研究表明:第一,通过不同方法构建出的金融状况指数总体趋势差异不大,在金融变量对金融市场的动态影响刻画上也具有一定的共性,但是各自有所侧重。第二,两种金融状况指数都能在短期有效的预测通货膨胀,但预测能力有强弱之分。第三,金融状况指数和宏观经济主周期长度相近,但两种金融状况指数对产出、宏观经济和通货膨胀呈现出的周期联动关系有强弱侧重的差异,而领先周期差距并不大。第四,金融状况指数呈现出一定的周期波动变化,金融状况指数各个状态都具有一定的稳定性,但两种金融状况指数对金融市场扩张状态的判定和识别存在一定差异。

综上所述,不同方法构建的金融状况指数在波动特征和权重差异,以及同我国宏观经济之间的关联性方面各自有所侧重,而针对不同金融状况指数表现出的特征属性应确定其主要应用方向和应用范围。由此可知,货币当局应利用多种方法定期编制金融状况指数,根据不同指数特征差异针对性的调整货币政策。

关键词: 金融状况指数 动态因子模型 TVP-VAR 模型 贝叶斯方法 频域分析

Abstract

Since the 2008 global financial crisis triggered by the US subprime mortgage crisis, the impact of the fluctuation of the financial system on the macroeconomy has become more and more important. It is more and more important to supervise and to be on alert for systemic financial risks. The Financial Condition Index (FCI) is a comprehensive index for measuring the overall changes of the financial market, which was an indicator and measurement index of monetary policy and macro-economy. Therefore, the construction of China's FCI and its dynamic characteristics analysis are very important for China to prevent economic and financial risks.

Based on existing research, this paper constructs two dynamic Financial Condition Indexes based on the Bayesian estimation method; and compares their fluctuation characteristics and weight differences, as well as the correlation between Financial Condition Index and China's macro-economy. The major contents of this paper are as follows:

Firstly, the FCI is constructed by using the dynamic factor model, the aggregate demand reduction equation with the Bayesian estimation method, and TVP-VAR model, and the fluctuation characteristics and dynamic weight changes of the index are analyzed and compared. Secondly, through the Granger causality test, intertemporal correlation analysis, and regression equation, the effectiveness of the financial condition index is preliminarily tested and compared. Thirdly, the frequency domain analysis

method is used to measure and compare the correlation between Financial Condition Index and the macro-economy. Finally, the volatility characteristics of the financial condition index itself are studied and the differences are compared through the Markov regime-switching model.

The results of research show that: First, The overall trend of the Financial Condition Index constructed by different methods is not different, and it also has some commonalities in the description of the dynamic impact of financial variables on the financial market, but each has its emphasis. Second, both financial condition indexes can effectively predict inflation in the short term, but their prediction ability can be divided into strong and weak. Third, the Financial Condition Index and the macroeconomic main cycle are similar in length, but the two Financial Condition Indexes have different emphasis on the cyclical linkage relationship between output, macroeconomy, and inflation, while the gap between leading cycles is not large. Fourth, the financial condition index shows a certain periodic fluctuation. Each state of the financial condition index has a certain stability, but there are some differences in the judgment and identification of the expansion state of the financial market between the two Financial Condition Indexes.

To sum up, the Financial Condition Index constructed by different methods focuses on the fluctuation characteristics, weight differences, and the correlation with China's macro-economy, and its main application

direction and scope should be determined according to the characteristic attributes of different financial condition indexes. It can be seen that the monetary authority should use a variety of methods to regularly prepare the Financial Condition Index and adjust the monetary policy according to the characteristics of different indexes.

keywords: Financial Condition Index; Dynamic Factor Model; TVP-VAR Model; Bayesian Method; Frequency Domain Analysis

目 录

1 绪 论	1
1.1 研究背景及意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	2
1.2 关于金融状况指数的文献综述	3
1.2.1 关于金融状况指数理论的文献综述	3
1.2.2 关于金融状况指数构建的文献综述	4
1.2.3 关于金融状况指数应用的文献综述	8
1.2.4 文献述评	9
1.3 本文结构安排	10
1.4 可能创新之处	10
2 理论准备与方法介绍	12
2.1 动态因子模型	12
2.1.1 方差最大旋转近似动态因子模型	12
2.1.2 混频近似动态因子模型	13
2.2 总需求缩减方程式	13
2.3 双伽马先验与状态空间模型	14
2.4 TVP-VAR 模型	16
2.5 频域分析	18
2.6 马尔可夫区制转换模型	19
3 中国动态金融状况指数的构建	20
3.1 变量选取与提取因子	20
3.1.1 变量选择与处理	20
3.1.2 公共因子提取	21
3.1.3 产出缺口计算	23
3.2 基于总需求缩减方程式的中国动态 FCI 构建	25
3.2.1 变量平稳性检验	25
3.2.2 利用总需求缩减方程式构建动态 FCI	25
3.3 基于 TVP-VAR 模型的中国动态 FCI 构建	28
3.4 基于不同方法构建的动态 FCI 的比较分析	30
3.5 小结	33
4 中国动态金融状况指数有效性及预测能力分析	34
4.1 动态 FCI 的有效性分析	34
4.1.1 动态 FCI 和通货膨胀的 Granger 因果性检验	34
4.1.2 动态 FCI 和通货膨胀的跨期相关性分析	35
4.2 预测能力分析	35
4.2.1 动态 FCI 对通货膨胀的短期预测能力	35

4.2.2 趋势图和频域分析	36
5 中国动态金融状况指数动态变动分析	46
5.1 关于 FCI 的马尔可夫区制转换模型的构建	46
5.2 关于 FCI 的动态变动分析	49
6 结论与启示	52
6.1 结论	52
6.2 启示	53
参考文献	55
后 记	59

1 绪论

1.1 研究背景及意义

1.1.1 研究背景

受 2008 全球金融危机及其余波影响，各国经济发展保持了较长的低迷期。在这段持续时间较长低迷期发展过程中，发达国家的经济增长表现稍好于新兴经济体，但是新兴经济体国家的恢复情况普遍不及预期，全球经济增长恢复较为缓慢。以新兴经济体中的代表中国为例，在 2008 年之前经济增速长期保持在 10% 以上，但 2008 年金融危机后中国国内生产总值增速开始下滑至 9.4%，金融危机的全球化影响带来的整体需求减弱使得全球贸易增长缓慢，中国经济发展模式被迫转向刺激内需模式，在四万亿经济刺激计划下中国经济基本实现了“软着陆”。而在经济模式和全球贸易格局发生变化的同时，中国开展了一系列金融改革尝试，旨在化解中国金融系统发展中可能存在的系统性金融风险。尤其是在 2011 年后，我国金融市场周期性波动明显增强。如 2013 年上半年市场整体债务规模急速上升，银行同业业务急速扩张，进而导致金融市场整体杠杆率较高，随后中国人民银行通过公开操作逐步化解风险，到下半年情况有所好转。到 2015 年初，连续的降息、降准以及互联网信用交易爆发式增长向金融市场释放了大量的流动性，股市、债市增长异常快速，随后通过杠杆率调控遏制了金融市场局部过热的趋势。从 2016 到 2018 年，宏观审慎评估体系（MPA）的出台和货币当局对其中部分指标的加强监管，以及互联网金融监管的进一步加强和资管新规的出台，局部金融风险在不断被化解的同时，另一方面货币当局还持续定向降准，向市场方实体企业持续提供流动性。2019 年至今，中美贸易摩擦、地缘政治风险、新冠肺炎疫情等经济事件和突发事件的相互叠加使得金融市场和宏观经济都遭受了巨大的压力，货币当局一方面防范化解可能存在的金融风险，另一方面还要警惕市场流动性不足。综上所述，从 2011 年至今，平均两到三年金融市场主体会面临一次影响较大的变化。另外可以看出的是，从中性适度的货币金融环境到宏观审慎评估体系（MPA）再到资管新规的出台，都显示了货币当局稳定金融市场的决心。

“国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要”（2016）的第三部分构建发展新体制中则明确应该加快金融体制改革，具体为“完善金融机构和市场体系，

促进资本市场健康发展，健全货币政策机制，深化金融监管体制改革，健全现代金融体系，提高金融服务实体经济效率和支持经济转型的能力，有效防范和化解金融风险”。显然，随着改革开放和经济发展，金融市场在中国社会主义市场经济中所起的作用越来越显著。苏建军等（2014）通过构建产业结构、金融发展和经济增长之间的多方程模型以及向量误差修正模型分析了三者关系，并指出从金融规模方面来看，金融发展是推动经济增长的正面因素，但就金融效率方面而言，其严重限制了金融发展和经济增长之间的积极效应。可以看出随着金融市场的不断发展和逐步深化，金融市场的一举一动都在影响着实体经济的运行。葛奇（2016）则从金融稳定目标和央行货币政策目标之间的关系入手，陈述了在不影响货币政策既定目标的前提下金融稳定目标在央行货币政策框架的纳入及其影响。并指出金融危机之后，金融稳定是否应该纳入央行货币政策目标已不再是讨论的焦点，重点在于金融稳定应该如何纳入央行货币政策目标并量化其影响。同时在分别讲述和讨论了金融稳定与宏观审慎政策之间的互补和替代关系后指出，无论是互补还是替代关系下，当前金融环境下的稳定性风险对中国人民银行提出的挑战则是必须具备识别和衡量金融稳定风险的能力。

1.1.2 研究意义

《中国金融稳定报告 2021》提出要“保持稳健的货币政策灵活精准、合理适度”，同时还要“处理好金融发展、金融稳定和金融安全的关系”。邓创等（2021）指出在稳定经济和金融双方时，货币政策的具体调控应该从以下两个方面入手。一方面是量化测度金融市场整体的波动情况，并将其纳入央行货币政策目标；另一方面则是在货币政策框架体系内纳入经济和金融双重稳定的目标。现实金融环境和我国金融发展及改革的切实需求都要求我们寻求描述金融发展状况的指标，并将其纳入货币政策框架，此举将有助于提高宏观调控效率，理顺货币政策传导中介。而在科学合理地测度整体金融状况方面，由价格类金融变量、数量型金融变量以及反映金融市场中各类金融资产价格变化的多维度指标构建的金融状况指数 FCI(Financial Condition Index)能更真实地反映中国金融市场的变动。

1.2 关于金融状况指数的文献综述

1.2.1 关于金融状况指数理论的文献综述

传统理论对货币政策的传导机制的研究在早期一般是围绕利率和汇率两个维度开始的,但是相互之间没有交集,基本上都是分别从各自角度出发研究货币政策。而 Freedman (1995) 在分析了一些以利率或汇率为单一控制目标的情形后,首先提出应该构建综合利率和汇率的货币政策控制目标,也就是货币状况指数 (Monetary Condition Index, 简称 MCI)。而在这种更有效的目标指导下,货币政策的调控仅仅在于时机的选择,其中就包含市场紧张程度和不确定性。在市场紧张程度适中、不确定性较小的情况下,市场方和央行的想法会越发一致,货币政策的调控目标就越容易实现。Peeters (1999) 对货币状况指数 (MCI) 的概括是:货币状况指数 (MCI) 一般来说国家短期利率水平和汇率变化相对于起始值的偏移程度的综合值,通常情况下使用两者对经济发展产生的影响大小确定各自的权重占比。之后,众多国家的中央银行和经济机构都在此基础上构建了货币状况指数 (MCI),挪威、瑞典、英国等国都就其实际情况构建了货币状况指数 (MCI),并将其使用在货币政策的操作中。

但 MCI 的缺陷在于仅仅考虑了价格渠道的效应,梁雅敏 (2010) 就指出利率和汇率作为货币政策控制目标之一的本质在于两者都是货币价格的不同形式的表现。但是在反映金融状况和经济运行变化的过程中不仅仅只有价格型渠道在起作用。得益于 Alchain 和 Klein (1973) 最早通过跨期生活成本指数的构建说明了资产价格特别是债券价格应该被纳入计算跨期生活成本的好处,同时对美国 CPI 和货币增长错配时期 (1969-1970) 以及公司价格指数的阶梯协议的案例分析说明了当时 CPI 构建的滞后性。一些学者也开始针对资产价格是否应该被纳入货币政策的控制目标内展开了研究, Bernanke 和 Gertler (2000) 就通过 BGG 模型(一个由 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist 创建的小型宏观计量模型,采用动态凯恩斯主义框架。)研究了金融波动对实体经济影响过程中的“资产负债表”效应,“资产负债表”效应的直观解释是资产价格的不稳定波动会通过家庭和企业的资产负债表进而对居民和企业的短期消费及支出造成影响,并表示中央银行应该采用更为灵活的货币政策以同时保证价格稳定和金融稳定。进一步的,短期消费和支出又会对现金流造成影响,这正是 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist (1999) 通过

DNK (Dynamic New Keynesian) 模型的变体和 VAR 模型研究的金融加速效应。该效应具体是通过现金流来体现“放大”和“传播”作用的。而且金融加速效应往往和借贷者的初始状态有关,表现出一种非线性的关系。一般来说,初始状态越差,这种金融加速效应就越发明显。Gertler 和 Bernanke (1989) 仍以资产负债表视角通过一个新古典商业周期模型部分解释了“债务通缩”效应。其机制是高负债资本净值降低了为实物资本投资融资的代理成本。同时业务增长提升了资产净值,降低了代理成本,增加了投资,从而放大了增长;对于经济衰退则是一样的影响机制,影响资本净值的冲击可能引发金融波动。综上所述, MCI 作为货币政策在货币价格上的反馈,忽略了金融稳定在经济运行中的重要作用,作为货币政策的指导目标是不太准确和恰当的。

金融状况指数 (FCI) 正是在解决 MCI 对货币政策控制目标反应度不够准确和及时的情况下诞生的。金融状况指数(FCI)最早由 Goodhart 和 Hofmann(2000) 提出,它是在 MCI 的基础上拓展得来的。通过对货币传导机制和资产负债表的理论分析以及对 G7 国家的财富效应观察得出股价和房价等金融资产价格应该加入到 MCI 的编制中并得出 FCI, 以此反映由过量需求导致的通胀压力并指导货币政策的制定。金融状况指数 (FCI) 一般是指短期利率和有效汇率等货币价格指标以及财产和股票等资产价格的加权和,变量权重则在一定程度上反映了各变量对经济增长和通货膨胀的影响力。同时 Goodhart 和 Hofmann (2000) 还指出 FCI 指数编制赋权方法主要可以分为:大型宏观经济计量模型、总需求缩减方程式、由 VAR (Vector Autoregressive, 向量自回归) 模型得出的脉冲响应函数方程。

1.2.2 关于金融状况指数构建的文献综述

就金融状况指数 (FCI) 的构成要素看, Goodhart 和 Hofmann (2000) 在构建 G7 金融状况指数时在利率、汇率的基础上加入了反映资产价格的房价和股价是较为经典的构筑方法。不同学者就不同地区和模型等对金融状况指数 (FCI) 构建过程中纳入变量范围有一定探讨。Lack (2003) 通过瑞士中央银行的宏观经济模型,使用脉冲响应分析构建了包含利率、汇率以及房地产价格的 FCI。而其在具体的构建过程中,鉴于房价和股价在金融环境中的传导机制尚不明确,是在充分思考了瑞士低利率和高房价的特点之后将房价加入了 MCI 的体系之中得到了 FCI, 研究结果表明纳入了房价因素的 FCI 对通货膨胀的解释能力更强。Holz

(2005)在研究欧元区金融市场时,承认了房价应该被纳入金融状况指数的制定,但是欧元区整体房价差异过大反而不适宜将其整体纳入,并最终构建了基于利率、汇率、股价和信贷增速的 FCI 作为货币政策的指导目标。Hatzius 等(2010)在传统变量的基础上还加入了定性和定量的调查指标,利用非平衡面板数据构建了金融状况指数,并以近似因子模型估计得出 FCI,并得出结论:在定量信贷措施上的薄弱导致了金融状况一直以来对美国经济增长的缓慢拖累。而在国内,王玉宝(2005)通过建立包含股价、房价、短期利率和汇率四个金融变量的 VAR 模型得到脉冲响应函数,将每个变量对通货膨胀在 10 期内的平均影响作为每一种资产价格的权重构建了 FCI。其同时指出,从样本外的预测结果来看,将现阶段的 FCI 作为货币政策的主要控制目标显然是不足的。而封北麟和王贵民(2006)在中国货币政策实践的思考之上将货币供应量纳入了 FCI 编制的变量范围并进行了实证结果检验对比其相对于通货膨胀的预测能力差异,研究结果表明加入了货币供应量的 FCI 相比不纳入货币供应量的 FCI 对通货膨胀的预测能力更强。滕建州、刘鹏(2019)在利率、汇率和资产价格的基础上加入了对外贸易的变量,并通过构建 TVP-VAR 模型构建了动态的 FCI,实证结果表明贸易变量的加入在全球贸易环境快速变化时期内对动态金融状况指数的构建有长期预测能力上的提升。综上所述,在 FCI 构成要素的研究中,不仅要确保对应添加变量在理论上会对金融状况造成影响,还要保证对应添加变量在实证结果中的合理性和优越性。

对于金融状况指数的具体构建方法而言,在金融状况指数提出时就有其具体编制方法的概括,大致分为三种,分别是大型宏观经济计量模型、总需求缩减方程式以及 VAR 模型。

第一,大型宏观经济计量模型。大型宏观经济计量模型赋权方法主要是通过计算各经济变量之间的相互关系,一般来说赋权结果较为准确。大型机构(如高盛)和部分国家央行就采用这种方法编制 FCI。如 Lack(2003)就通过瑞士中央银行的宏观经济模型构建了包含利率、汇率以及房地产价格的 FCI。同样的,王维国等(2011)基于 AD-AS 模型的推导式并利用联立方程模型估计得到 FCI,结果表明 FCI 合理性较强。进一步基于 VAR 和随机游动的改进式对 FCI 的预测性能做出了验证。

第二,总需求缩减方程式。总需求缩减方程式一般隐含的假定是经济变量之

间严格的外生性，有时候可以放松为同期外生假定，即弱外生假定。同样在 Goodhart 和 Hofmann（2000）的论文中，就使用了后视型经济模型即 IS-PC 曲线模型，即使用 IS 曲线和菲利普斯曲线的推导式构建了 G7 的金融状况指数，研究结果表明 FCI 对未来通货膨胀有良好的预测性能。而在国内，陆军和梁静瑜（2007）在利率和汇率的基础上加入了资产价格变量，利用总需求和超额需求的平均权重构建了 FCI，构建指数同 GDP 走势较为接近，预测 CPI 能力较强。

第三，通过 VAR 模型得出的脉冲响应函数。VAR 模型可以部分解决外生性变量假定不充分的情况下又会有模型本身的变量识别问题。尤其是在引入资产价格的情况下，其本身在货币传导机制中的具体情况尚不明确，因而识别问题又会使建模过程变得比较复杂。封北麟和王贵民（2006）在中国货币政策实践的基础上将货币供应量加入了 FCI 的经典构筑变量范围并进行了比较研究，研究结果表明加入了货币供应量的 FCI 相比不纳入货币供应量的 FCI 具有对通货膨胀更好的预测能力。在传统的 VAR 模型之上，也有学者利用 VAR 模型的扩展形式如结构 VAR（SVAR）和时变 VAR（TVP-VAR）来编制 FCI 的。例如巴曙松和韩明睿（2011）利用 SVAR 模型比较了分别以真实货币供给和真实贷款余额结合利率、汇率、房价和股价共同构造的金融状况指数，结果表明贷款余额变量的纳入提升了 FCI 对 CPI 的预测能力。侯笠（2016）首先通过随机森林算法筛选了相对重要的金融变量，并使用了 TVP-VAR 模型构建了分时段的金融状况指数，并根据现实金融运行状况对构建指数进行了相关检验，从而据此对我国面临的金融系统性风险进行了一定的衡量和预测。当然，也有将 VAR 模型同经典赋权方法相结合的。比如屈军、朱国华（2016）以各经济变量对通货膨胀的传递机理为基础，选择了六大类共 52 个变量，通过主成分分析提取了主要因子，在此基础上运用 TVP-VAR 模型构建了动态 FCI，结果表明构建的动态金融状况指数预测能力较强，且动态特征明显。

以上三种赋权方法是基于经济模型的赋权方法，还有一类是则是传统的构建指数的赋权方法，分别是主成分方法、动态因子模型以及卡尔曼滤波估计等。

第一，主成分方法。主成分方法主要用于降维，根据变量之间的线性相关，利用正交变换将原始变量转化为线性不相关成分的一种统计方法。Angelopoulou 等（2014）通过对欧元区核心国家和非核心国家的一系列金融和非金融变量利用

主成分方法的载荷加权构建了 FCI，分析了金融危机前后和具体货币政策下对欧元区核心国家和非核心国家的不对称冲击。刁节文和魏星辉（2013）基于 VAR 和主成分两种方法就利率、汇率、股价、房价和货币供应量构建了两种 FCI，实证结果表明主成分分析构建的 FCI 在同 CPI 的同步趋势上逊色于 VAR 构建的 FCI，但是 1 年以上的预测能力要好于 VAR 构建的 FCI。同时将 FCI 纳入麦科勒姆规则检验后发现货币政策对资产价格的反应是不足的。

第二，动态因子模型。和主成分方法相似，因子方法也是一种降维方法，不同在于因子模型主要使用不可观测因子描述原始变量之间的关系。高华川和张晓峒（2015）对动态因子模型做出过基本归纳：即经典因子、动态因子、近似动态因子和广义动态因子模型四类，并判断动态因子模型未来重要的扩展方向将会是模型扩展和识别因子含义。以近似动态因子模型为例，Hatzius 等（2010）就是在传统变量的基础上还加入了定性和定量的调查指标利用非平衡面板构建了金融状况指数，并以近似因子模型作为估计手段得到 FCI，并总结在定量信贷措施上的薄弱导致了金融状况一直以来对美国经济增长的缓慢拖累。而以动态因子模型的扩展形式为例，李欢（2016）在分析了构建 FCI 的主要方法之后，构建了基于混频动态因子、VAR 和 TVP-VAR 模型等的金融状况指数，并进一步通过循环方程和 SPA 比较了不同模型得到的金融状况指数的预测能力，得出混频动态因子构建方法相较其他经典方法的优势就是能够利用不同频率的金融数据对金融状况做出尽可能精确的描述。

第三，卡尔曼滤波法等。卡尔曼滤波算法是通过对目标变量动态赋权从而使目标变量反应不同时期下对金融稳定情况的影响。例如，Montagnoli 和 Napolitano(2006)利用卡尔曼滤波算法和后视型总需求缩减方程式即 IS-PC 模型构建了美国、加拿大和欧元区的 FCI，并将 FCI 纳入泰勒规则的检视。实证结果表明 FCI 进入美国、加拿大、欧盟的货币政策考量范围非常重要，它可以作为这三家央行重要的短期参考指标。而国内，王雪峰（2009）以简化的总需求缩减方程式利用卡尔曼滤波估计方法就财务状况指标构建了金融状况指数，并就构建指数和货币供给量以及 CPI 构建了自回归方程用以测度构建指数对货币政策中介操作目标 M2 的有效性，实证结果表明构建指数可以作为货币政策中介目标 M2 的有效辅助目标。

1.2.3 关于金融状况指数应用的文献综述

在 FCI 的相关应用方面,国内外学者都在不断拓宽其研究视角,对 FCI 的应用进行了深入的探讨。从国外来讲,如 Montagnoli 和 Napolitano(2006)就是利用构建 FCI 检视泰勒规则,其结果证实 FCI 对于美国、加拿大和欧元区央行货币政策目标控制非常重要。而 Angelopoulou 等(2014)通过对欧元区核心国家和非核心国家的一系列金融和非金融变量通过主成分分析的加权载荷构建了 FCI,分析了金融危机前后和具体货币政策下对欧元区核心国家和非核心国家的不对称冲击。Guichard 和 Turner(2008)通过两种经典赋权方法构建了美国的 FCI,并着重分析了不同方法构建的 FCI 和通胀及经济增长之间的具体关联,实证结果显示价格型渠道大幅度的隐瞒了美国金融环境趋紧的现实,FCI 应该被纳入货币政策的考量范围。从国内来讲,肖强和白仲林(2015)通过动态因子模型针对 11 个金融和经济变量确定了共同因子,在此基础上通过 VAR 模型的脉冲响应函数构建了 FCI,在已构建指数的基础上通过建立的 logistic 平滑转移 VAR,分析了金融市场不同松紧程度下,金融市场对经济增长和通货膨胀的非对称性影响。余辉和余剑(2013)利用总需求缩减方程式和卡尔曼滤波估计方法构建了分别带有 M2 和去除 M2 的 FCI,通过权重变化、指数变化和相关检验说明了数量型渠道加入 FCI 编制的合理性。同时还指出我国近年来货币政策的调控依然倚重数量型调控手段,价格型渠道影响较小一方面是因为其确实并非是货币当局主要的控制手段,另一方面是因为价格型渠道变量本身的变化范围较小。徐国祥和郑雯(2013)基于利率、汇率、股价及社融规模通过结构 VAR 模型构建了 FCI,并且基于谱分析手段不仅分析了 FCI 本身的序列特征,而且分析了 FCI 和经济增长及通货膨胀之间的交互序列特征。实证结果表明构建 FCI 是经济增长和通货膨胀良好的先行指标。刘妍琼和许涤龙(2014)利用 VAR 和基本的财务状况指标构建了 FCI,并构建了两阶段马尔科夫区制转换模型就构建指数测算了具体的松紧区间,刻画了金融状况指数的非线性周期波动特征。郭晔和杨娇(2012)通过 VAR 模型分别构建了包含和不包含产出因素的金融状况指数,并且以 2008 美国次贷危机为界限划分了两个时间段进行观察和比较,对比了各个变量的脉冲响应函数。实证结果表明资产价格在影响我国金融状况的整体要素中占比不断提升,在金融危机前房价占比较高,而在金融危机后股价占比较高。黄玉丹(2016)通过 VAR 模

型基于相关金融变量构建了 FCI, 并在此基础上对所构建 FCI 的序列特征和结构特征做出了相应分析, 据此对货币政策的制定做出了更为细分的政策建议。可以看出在 FCI 的相关应用研究上, 主要集中在 FCI 同经济增长和通货膨胀之间的相互关系, 其中包含非对称冲击、预测、联动等分析。另外则是从 FCI 和通货膨胀与经济增长之间的关系出发证明 FCI 纳入货币政策考量范围的合理性, 其中包含麦卡勒姆规则的检验、脉冲响应函数分析等。

1.2.4 文献述评

综上所述, 国内外许多专家和机构已经对 FCI 的构建及应用进行了非常深入的研究, 关于 FCI 的研究大多集中在:

第一, 动态 FCI 的构建。我国作为新兴经济体, 经济环境和金融环境的变化较之发达国家更为多变。因此, 采用常数作为我国各经济变量的权重实际上是不合理的, 而采用动态权重估计可以观察并分析不同时期内的权重变化。但是时变参数的估计无论是在 VAR 模型还是在状态空间模型内都面临“维数灾难”问题, 近年来贝叶斯估计的引入很好的解决了这一点, 在 TVP-VAR 模型和时变状态空间模型上的成熟研究非常多, 可以部分解决“维数灾难”问题。

第二, 选择变量。一方面是变量间差异导致选择变量方面的困难, 在金融市场中实际包含很多高频数据, 比如股市中大部分数据就是日流量数据。但在构建指数时一般仅采用月末收盘价作为股价代理变量, 极大程度上压缩了数据的信息。而金融市场同样包含很多低频数据, 例如作为产出缺口的代理变量 GDP 往往是季度数据, 同样损失了大量的宏观经济生产所反映的信息。对于混频数据在 FCI 构建中的应用一般使用混频动态因子模型、混频 VAR 等方法。另外一方面则是非资产价格类变量是否应该加入 FCI 编制过程中, 对于在 FCI 编制过程中加入新变量一般则是基于理论和实证双重验证新变量加入后金融状况指数的有效性。

第三, 应用研究和特征分析。从金融状况指数有效性出发, 主要通过测度和分析与货币政策主要控制目标之一的通货膨胀之间的关系, 例如对通货膨胀的预测、联动和冲击等效应的分析进而验证金融状况指数纳入货币政策考量范围的合理性, 在此基础上提出针对货币政策和金融市场的相应建议。

因此, 本文在文献归纳总结的基础上, 首先通过动态因子模型增加变量容纳的信息, 并利用贝叶斯方法分别在总需求缩减方程式和 VAR 模型中引入时变性

从而构建动态 FCI 并简要分析其波动特征和动态权重变化。其次, 利用 Granger 因果检验、跨期相关性分析和短期预测能力验证动态 FCI 的有效性。再次, 利用频域分析方法和马尔可夫区制转换模型分析和比较利用不同方法构建的动态 FCI 的特征。最后, 总结动态 FCI 特征的差异与共性并在此基础之上得出一定启示。

1.3 本文结构安排

本文从结构上共分为 6 章, 各章研究内容如下:

第一章, 绪论。通过阐明文章的研究背景和对应的研究意义, 梳理 FCI 的理论和构建方法以及其应用范围方面的现有研究。在此基础上, 指出目前对 FCI 的研究侧重方向和本文研究内容及其可能存在的创新之处。

第二章, 理论和方法介绍。介绍关于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, 即系统阐述动态因子模型、双伽马先验下中心化状态空间模型、IS-PC 模型、TVP-VAR 修正式、频域分析方法和马尔可夫区制转换模型的理论 and 模型设定。

第三章, 中国动态金融状况指数构建。将动态因子模型和 IS-PC 模型以及 TVP-VAR 修订式结合后应用于金融状况指数的构建, 同时就构建指数本身的波动特征和动态权重变化作出比较和解释。

第四章, 中国动态金融状况指数有效性及预测能力分析。通过格兰杰因果检验、跨期相关性分析、预测方程以及频域分析等, 在检验金融状况指数有效性的同时还对金融状况指数同我国宏观经济之间的联动特征进行一定的测度。

第五章, 中国动态金融状况指数动态变动分析。基于金融状况指数利用马尔可夫区制转换模型测度金融状况指数的扩张和紧缩状态, 就构建模型刻画的指数动态变化分析和回顾中国对应时期内的金融事件并比较和总结两种不同方法构建的金融状况指数对中国金融市场动态变化刻画的特点。

第六章, 结论与启示。从金融状况指数本身的波动特征、构成要素权重变化、动态变动与宏观经济的联动特征出发, 总结结论并得出相应启示, 为货币主体提供相应的辅助判断通货膨胀指标和意见。

1.4 可能创新之处

本文在借鉴国内外学者对 FCI 的研究成果的基础上, 对动态权重的 FCI 构

建方法和序列特征进行了一定分析。鉴于此，本文可能存在的创新之处在于：

第一，通过基于不同贝叶斯参数估计方法的总需求缩减方程式和 TVP-VAR 模型，在对相关变量提取旋转因子的基础上，分别构建了金融状况指数。

第二，针对利用不同方法构建的金融状况指数，使用有效性检验、频域分析和马尔可夫区制转换模型分别测度其各项特征并比较两指数所表现出的共性和差异。

2 理论准备与方法介绍

在中国动态金融状况指数的构建过程和特征分析过程中需要使用多种经典计量经济模型和方法,因此需要对指数构建和特征分析部分的模型方法进行一定描述和分析。

2.1 动态因子模型

经典的动态因子模型具体即

$$\begin{aligned} X_t &= \Lambda F_t + e_t, e_t \sim i.i.d. (\mathbf{0}, \Sigma_e) \\ F_t &= \psi(L)F_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim i.i.d. (\mathbf{0}, \Sigma_\eta) \end{aligned} \quad (2.1)$$

不难看出,从经典的因子模型到动态因子模型,主要是为了因子模型在时间序列方面的应用和实践而提出的。在(2.1)中,观测变量主要受因子滞后项的动态变化,但因子本身也受因子滞后项的动态影响。利用动态因子模型的近似估计,对因子部分施加限制条件以及不同频率变量的引入便得到了方差最大旋转近似动态因子模型以及混频近似动态因子模型,两者都使用主成分估计得到因子的一致估计,前者用来提取金融变量中的共同因子,后者用来从产出相关的经济变量中估算月度 GDP 的具体值。

2.1.1 方差最大旋转近似动态因子模型

首先关注动态因子模型的静态部分,对静态因子施加旋转即使得正交阵 \mathbf{T} 满足 $\Lambda^* \Lambda^{*'} = (\Lambda \mathbf{T})(\Lambda \mathbf{T})' = \Lambda \mathbf{T} \mathbf{T}' \Lambda' = \Lambda \Lambda'$ 。接着假定 $\mathbf{B} = \Lambda \mathbf{T}$, 令 \mathbf{B} 中元素为 $b_{jk}, j = 1, 2, \dots, p; k = 1, 2, \dots, m$ 。那么方差最大旋转即是要选择合适的正交阵使 Q 最大化 (Jolliffe 2002)。

$$Q = \sum_{k=1}^m \left[\sum_{j=1}^p b_{jk}^4 - \frac{1}{p} \left(\sum_{j=1}^p b_{jk}^2 \right)^2 \right] \quad (2.2)$$

不难看出, Q 是在近似最大化旋转因子的平方载荷方差之和。这样做的好处在于因子或者说成分的易解释性,因为这样使得几乎任何一个变量都只在一个因子上有较高贡献率。利用主成分估计动态因子模型(2.1)中的静态部分,并舍去因子部分的动态设定,可以作为动态因子成分的一致估计。

2.1.2 混频近似动态因子模型

参考高华川和白仲林 (2016), 利用月度 GDP 增长率的几何平均值近似季度 GDP 增长率, 具体即

$$Y_t^Q = 3(Y_t^M Y_{t-1}^M Y_{t-2}^M)^{1/3} \quad (2.3)$$

其中 Y_t^Q 为季度增长率, Y_t^M 为月度增长率, 对 (2.3) 式求对数后进行 12 阶差分得

$$\begin{aligned} \ln Y_t^Q - \ln Y_{t-12}^Q &= \frac{1}{3} [(\ln Y_t^M - \ln Y_{t-12}^M) \\ &+ (\ln Y_{t-1}^M - \ln Y_{t-13}^M) + (\ln Y_{t-2}^M - \ln Y_{t-14}^M)] \end{aligned} \quad (2.4)$$

设有 $y_t^Q = \ln Y_t^Q - \ln Y_{t-12}^Q$, 及 $y_t^M = \ln Y_t^M - \ln Y_{t-12}^M$ 分别代表季度 GDP 同比增长率和月度 GDP 同比增长率, 那么则可以立即推出季度增长率等于月度增长率平均值即

$$y_t^Q = \frac{1}{3}(y_t^M + y_{t-1}^M + y_{t-2}^M) \quad (2.5)$$

那么和经典的动态因子模型 (2.1) 相比, 设定近似动态因子模型具体为

$$\begin{pmatrix} x_t \\ x_t^M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda \\ \Lambda_m \end{pmatrix} F_t + \begin{pmatrix} e_t \\ e_t^M \end{pmatrix} \quad (2.6)$$

在 (2.6) 式中, x_t 是可观测月度同比增长率向量, x_t^M 是对应的不可观测月度同比增长率, 接着利用月度增长率的几何平均值近似季度增长率假设重新构造因子模型得

$$\begin{pmatrix} x_t \\ x_t^Q \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda & 0 & 0 \\ \frac{1}{3}\Lambda_m & \frac{1}{3}\Lambda_m & \frac{1}{3}\Lambda_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_t \\ F_{t-1} \\ F_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t \\ e_t^M \\ e_{t-1}^M \\ e_{t-2}^M \end{pmatrix} \quad (2.7)$$

接着利用 EM 算法得到因子及其载荷的估计值。EM 算法最小化目标函数为完全数据同因子载荷与共同因子的积的差值的平方和。具体而言, 基于不完全数据进行插值得到近似的完全数据, 然后通过主成分估计得到初始值。接下来不断重复这一步骤, 不同的是, 处理缺失值的方法变成了利用每一次迭代产生的因子载荷和共同因子或前值进行处理, 使目标函数的值不断减小, 直到小于设置的收敛界限为止。

2.2 总需求缩减方程式

利用菲利普斯曲线和 IS 曲线的推导式构建后视型经济模型, 即

$$\pi_t = a_0 + \sum_{i=1}^{P_1} a_{1,i} \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^{P_2} a_{2,j} y_{t-j} + \mu_t^s \quad (2.8)$$

$$y_t = b_0 + \sum_{k=1}^{q_1} b_{1,k} y_{t-k} + \sum_{i=1}^{q_2} b_{2,i} rif_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_3} b_{3,j} ref_{t-j} + \sum_{l=1}^{q_4} b_{4,l} rhf_{t-l} \\ + \sum_{m=1}^{q_5} b_{5,m} rsf_{t-m} + \sum_{n=1}^{q_6} b_{6,n} rmf_{t-n} + \mu_t^d \quad (2.9)$$

在 (2.8) 中, π 为通货膨胀率, y 为产出缺口。在 (2.9) 中, y 同样为产出缺口, rif 为利率因子, ref 为汇率因子, rhf 为房价因子, rsf 为股价因子, rmf 为货币供应量因子。

不难看出, 总需求缩减方程式 (IS-PC 模型) 假定各金融变量因子通过产出渠道对通货膨胀造成影响, 通过各金融变量因子对产出渠道的动态影响以及产出对通货膨胀的动态影响, 最终得到各金融变量因子对通货膨胀的动态影响进而确定各金融变量因子在金融状况指数中的动态权重。

2.3 双伽马先验与状态空间模型

在估计总需求缩减方程式时一般采用的是状态空间模型, 故同样使用状态空间模型, 并在参数估计过程中引入贝叶斯方法, 具体的状态空间模型和贝叶斯先验及超参数设定如下。

借鉴 Bitto 和 Frühwirth-Schnatter (2016) 以及 Frühwirth-Schnatter 和 Wagner (2010) 中心化参数的模型设定。其中, 状态空间模型系数估计形式设定为,

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}_t \text{Diag}(\sqrt{\theta_1}, \dots, \sqrt{\theta_d}) \tilde{\boldsymbol{\beta}}_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma_t^2)$$

系数中时变部分服从以下形式,

$$\beta_{jt} = \beta_j + \sqrt{\theta_j} \tilde{\beta}_{jt}, \quad t = 0, \dots, T \quad (2.11)$$

在 (2.11) 中系数中心化部分为,

$$\tilde{\beta}_{jt} = \tilde{\beta}_{j,t-1} + \tilde{\omega}_{jt}, \quad \tilde{\omega}_{jt} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (2.12)$$

式 (2.10) 中 \mathbf{X}_t 为常数项和解释变量矩阵, 且假定未知系数初值 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_0$ 服从正态先验分布。

$$\tilde{\beta}_0 | \mathbf{P}_0 \sim \mathcal{N}_d(0, \mathbf{P}_0) \quad (2.13)$$

式 (2.13) 中 $\mathbf{P}_0 = \text{Diag}(P_{0,11}, \dots, P_{0,dd})$ 为对角阵, 对于其中的对角元素即尺度参数 $P_{0,jj}$, 设定其先验过程为 $P_{0,jj} \sim \mathcal{G}^{-1}(v_p, (v_p - 1)c_p)$, 即服从逆伽马分布, 其中超参数 $c_p = 1$, $v_p = 20$ 。另外, 对量测方程中的方差做时变设定, 且其变化来自 Jacquier et al(2002)的设定, 也是一般随机波动的设定形式。

$$\sigma_t^2 = e^{h_t} \quad (2.14)$$

在 (2.14) 中, h_t 服从

$$h_t | h_{t-1}, \mu, \phi, \sigma_\eta^2 \sim \mathcal{N}(\mu + \phi(h_{t-1} - \mu), \sigma_\eta^2) \quad (2.15)$$

对于 (2.14) 中的潜在波动过程 $h = (h_0, \dots, h_T)$ 本身是不可观测的, 设定其初值 h_0 为平稳分布的自回归过程。

$$h_0 | \mu, \phi, \sigma_\eta^2 \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma_\eta^2 / (1 - \phi^2)) \quad (2.16)$$

对于 (2.16) 中的超参数 μ 、 ϕ 和 σ_η^2 , 则来自 Kastner 和 Frühwirth-Schnatter(2014)的设定。

$$p(\mu, \phi, \sigma_\eta^2) = p(\mu)p(\phi)p(\sigma_\eta^2) \quad (2.17)$$

而 (2.17) 中的超参数则分别遵循。

$$\mu \sim \mathcal{N}(b_\mu, B_u), \frac{\phi + 1}{2} \sim \mathfrak{B}(a_0, b_0), \sigma_\eta^2 \sim \mathcal{G}\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2B_\sigma}\right) \quad (2.18)$$

即三个超参数分别服从正态分布、贝塔分布和伽马分布, 其中超参数的具体设定为 $b_\mu = 0, B_u = 100, a_0 = 20, b_0 = 1.5, B_\sigma = 1$ 。对式 (2.11) 中的 $\sqrt{\theta_j}$ 施加具有零均值和尺度参数 ξ_j^2 的正态先验。

$$\sqrt{\theta_j} | \xi_j^2 \sim \mathcal{N}(0, \xi_j^2) \quad (2.19)$$

而正态先验也就是 (2.19) 中的尺度参数 ξ_j^2 则来自 Griffin 和 Brown(2010)、Park 和 Casella(2008)的贝叶斯 LASSO(Least Absolute Shrinkage and Selection Operator)的特殊形式即正态伽马先验设定。

$$\xi_j^2 | a^\xi, \kappa^2 \sim \mathcal{G}(a^\xi, a^\xi \kappa^2 / 2) \quad (2.20)$$

结合 (2.19) 和 (2.20) 则不难看出 (2.11) 中的 $\sqrt{\theta_j}$ 实质上则具有双伽马先验,

其形式为。

$$\theta_j \left| \xi_j^2 \sim \mathcal{G}\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2\xi_j^2}\right), \xi_j^2 \left| a^\xi, \kappa^2 \sim \mathcal{G}(a^\xi, a^\xi \kappa^2 / 2) \right. \quad (2.21)$$

而这样设定的好处在于引入了全局参数 κ^2 和局部参数 a^ξ ，前者控制先验分布在 0 处的概率分布质量，且随着 κ^2 增大， θ_j 的方差变小。后者控制整体分布的峰度， a^ξ 变小，整体先验分布在 0 处的峰度提升，与此同时尾部变厚，保留局部并不强烈为 0 的参数。对(2.21)中的全局参数 κ^2 设定为具有固定参数的伽马分布。

$$\kappa^2 \sim \mathcal{G}(d_1, d_2) \quad (2.22)$$

而对(2.21)中的局部参数 a^ξ ，其设定则来自 Griffin 和 Brown(2010)的指数分布。

$$a^\xi \sim \text{Exp}(b^\xi) \quad (2.23)$$

在(2.23)中， $b^\xi \geq 1$ 。这样，便构成了完整的先验设定。对 β_j 也做同样的先验收缩设定，即同样设定双伽马先验收缩先验形式。

$$\beta_j \left| \tau_j^2 \sim \mathcal{N}(0, \tau_j^2), \tau_j^2 \left| a^\tau, \lambda^2 \sim \mathcal{G}(a^\tau, a^\tau \lambda^2 / 2) \right. \quad (2.24)$$

对(2.24)中相关超参数设定则基本一致。

$$\lambda^2 \sim \mathcal{G}(e_1, e_2) a^\tau \sim \text{Exp}(b^\tau) \quad (2.25)$$

在(2.25)中 e_1, e_2 为固定参数，且同样的，其中 $b^\tau \geq 1$ 。

利用完整的贝叶斯双伽马先验和中心化参数的状态空间模型对总需求缩减方程式中的系数进行估计便可以得到对应的系数值，通过各金融变量因子通过产出进而对通货膨胀造成动态影响的具体过程得到各金融变量因子的动态权重最终计算得到金融状况指数。

2.4 TVP-VAR 模型

TVP-VAR 模型是在 VAR 模型上的延伸，通过在估计参数过程中引入贝叶斯参数估计方法大大减少了“维数灾难”的发生，通过超参数和稀疏先验的设定大大减少了待估参数的个数，同时共轭先验的设置也减少了后验分布估计的难度。本文所使用模型具体主要参照 Primiceri(2005)提出的采用贝叶斯估计方法的 TVP-VAR 模型，首先考虑 VAR 模型及其误差项的一般分解形式。

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \quad (2.26)$$

在 (2.26) 中 y_t 为 $n \times 1$ 维向量, c_t 为时变截距, $B_{i,t}$ 为时变系数矩阵, A_t 为下三角矩阵且对角线元素为 1, Σ_t 为时变标准差对角矩阵, ε_t 为 $n \times 1$ 维向量并代表方差等于单位矩阵时的不可观测冲击。并令 α_t 为 A_t 阵中按行排列的非零和非一元素的向量, 即下三角部分。上述模型中参数时变设定为。

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + v_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \zeta_t \\ \log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (2.27)$$

(2.27) 指出系数矩阵、下三角矩阵都设定为随机游走形式, 而残差项则被设置为几何随机游走形式。同时模型中的所有新息都被设定为正态分布形式。

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (2.28)$$

在 (2.28) 中 I_n 为正定阵, Q , S 和 W 为正定阵。模型的估计形式为贝叶斯估计, 由于新息被设定为正态分布, 那么考虑到后验分布估计的简便性和一般性, 自然的对系数和误差项的先验设置为正态分布, 对其方差则设定为逆威沙特形式。对初始参数的先验设定以及超参数的先验设定为以下形式。

$$\begin{aligned} B_0 &\sim N(\hat{B}_{OLS}, 4 \cdot V(\hat{B}_{OLS})) \\ A_0 &\sim N(\hat{A}_{OLS}, 4 \cdot V(\hat{A}_{OLS})) \\ \log \sigma_0 &\sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, I_n) \\ Q &\sim IW(k_Q^2 \cdot 40 \cdot V(\hat{B}_{OLS}), 40) \\ W &\sim IW(k_W^2 \cdot 4 \cdot I_n, 4) \\ S_1 &\sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot V(\hat{A}_{1,OLS}), 2) \\ S_2 &\sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot V(\hat{A}_{2,OLS}), 3) \end{aligned} \quad (2.29)$$

需要注意的是, 在初始化模型时采用前 40 个值作为 OLS 估计初始化贝叶斯先验的基本参数, 即正态分布中的均值方差以及逆威沙特分布中的尺度矩阵均为前 40 个样本值的初始化 OLS 估计, 在 (2.29) 中超参数 K_W, K_S, K_Q 均设置为 0.01。Primiceri(2005)说明了选择先验参数的稳健性, 对后验分布的采样影响极小, 采用该参数的部分原因也在于其得到的脉冲响应函数较为合理且平滑。

同时，后验分布的估计则采用Negro和Primiceri(2015)的修订式，即在吉布斯采样中首先从 $\tilde{p}(\Sigma^T | y^T, \theta, s^T)$ 的条件分布中采样 Σ^T ，接着在得到 Σ^T 的基础上 $\tilde{p}(\theta, s^T | y^T, \Sigma^T)$ 采样 (θ, s^T) ，而接下来则是先采样 θ ，接着在得到 θ 的基础上从 $\tilde{p}(s^T | y^T, \Sigma^T, \theta)$ 采样 s^T 。

由上述超参数设定、贝叶斯先验选择以及后验分布抽样的具体形式便得到了TVP-VAR模型的完整形式。利用TVP-VAR模型估计由通货膨胀以及金融变量因子组成的向量后，通过脉冲响应函数的累计值便可以得到对应金融变量因子的动态权重，最终构建金融状况指数。

2.5 频域分析

交叉谱分析方法主要用于测度两个时间序列各个周期成份上的相互关联强度和领先滞后长度，通常使用平方相干函数、和相位谱等指标进行判断，具体来说：第一，相位谱是度量时间序列变量间的先后关系。首先定义时域下的互相关函数。

$$\rho_{xy}(k) = \frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^{n-k} \left(\frac{x_t - \bar{x}}{\sigma_x} \right) \left(\frac{y_{t+k} - \bar{y}}{\sigma_y} \right) \quad (2.30)$$

在(2.30)中 k 是延迟阶数， σ_i 为变量 i 的标准差。将(2.30)转化为频域的交叉谱密度函数为

$$H_{xy}(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \rho_{xy}(k) e^{-ik\omega} = S_{xy}(\omega) \cdot e^{-i\phi_{xy}(\omega)} \quad (2.31)$$

$$S_{xy}(\omega) = |H_{xy}(\omega)| = \sqrt{a_{xy}^2(\omega) + b_{xy}^2(\omega)}$$

在(2.31)中 $S_{xy}(\omega)$ 为交叉振幅谱，反应 ω_i 在振幅上的相互对应关系。而 $a_{xy}^2(\omega)$ 和 $b_{xy}^2(\omega)$ 分别是 $H_{xy}(\omega)$ 的实部和虚部。根据实部和虚部可以计算 $\phi_{xy}(\omega) = \arctan\left[\frac{a_{xy}^2(\omega)}{b_{xy}^2(\omega)}\right]$ ，即相位谱，用来度量时间序列变量间的先后关系，相差时距为 $L_{xy}(T) = \frac{\phi_{xy}(\omega)T}{2\pi}$ ，其中 T 是周期长度。而平方相干函数则是对交叉振幅谱的标准化值，其一般作为序列相关的检验量。

$$W_{xy}(\omega) = \frac{|S_{xy}(\omega)|}{\sqrt{H_x(\omega)H_y(\omega)}} = \frac{\sqrt{a_{xy}^2(\omega) + b_{xy}^2(\omega)}}{\sqrt{H_x(\omega)H_y(\omega)}} \quad (2.32)$$

针对交叉谱分析的性质及相关指标,不难得出,第一,可以使用平方相干函数判断两个时间序列不同周期的相关强度。第二,可以使用相位谱判断两个时间序列不同周期的领先滞后关系并计算对应的领先滞后周期长度。所以可以利用交叉谱分析方法判断 FCI 和宏观经济增长之间的联动强度和领先滞后关系。

2.6 马尔可夫区制转换模型

通过各金融变量因子加权得到的金融状况指数标准化后虽然可以通过绝对数值的变化幅度来表现波动特征,还可以通过绝对数值的正负来判断金融状态的扩张与紧缩。但是可以进一步的通过马尔可夫区制转换模型来研究金融状况指数每一时刻具体所处的状态,通过其中截距项的绝对数值精确判断金融状况指数所处的区制状态。

在马尔可夫区制转换模型中,仅有截距项服从转换过程的模型为

$$\begin{aligned} r_t &= \mu s_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2.33)$$

在 (2.33) 中的状态变量 s_t 服从遍历 Markov 链过程。

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2.34)$$

那么,自然有状态变量 s_t 根据转移概率矩阵 $P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}$ 进行状态转移(状态数等于 2 的情况下)。进一步的,在截距项服从区制转换的情况下加入自回归项便有

$$\begin{aligned} r_t &= \mu s_t + r_{t-1} \beta_{s_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2.35)$$

上述 (2.33) 和 (2.35) 便是经典的马尔可夫区制转换模型,通常情况下在建立仅有截距项服从区制转换过程的模型后,通过信息准则和似然函数值以及估计参数的显著性水平联合判断是否需要加入自回归项和自回归项的阶数。而在模型建立完毕后,一般通过状态转移概率图和不同区制的期望持续时间对建模后的结果进行分析。

综上所述,本文在因子模型和总需求缩减方程式及 TVP-VAR 模型的基础上通过贝叶斯参数估计方法构建动态 FCI。在有效性和预测能力分析之外,通过谱分析和马尔可夫区制转换模型对 FCI 的联动和波动特征进行分析和对比。

3 中国动态金融状况指数的构建

变量选择主要参考自周德才等（2017），分别从利率、汇率、房价、股价和货币供给共五大类金融和非金融变量中选择 18 个细分指标，并在因子模型的基础上抽取共同因子用以构建金融状况指数。而赋权方法则分别使用总需求缩减方程式和 TVP-VAR 模型，前者是在严格外生假定下反应各金融变量因子通过产出渠道对通货膨胀造成影响，而后者则强调金融变量因子和通货膨胀共同构成的系统，变量之间存在相互影响关系。具体的在总需求缩减方程式估算过程中还需月度的生产数据，为此我们采用近似动态因子模型的方法从与 GDP 高度相关的变量中估算得出其估计值。

3.1 变量选取与提取因子

3.1.1 变量选择与处理

参考周德才等（2017）关于构建 FCI 时选择的相关金融变量，选择利率、汇率、房价、股票和货币供应量等 5 大类共 18 个金融指标，具体见表 3.1。

表 3.1 构建 FCI 指标

类别	金融指标	编号
股价类	深圳综合指数月末收盘值	s1
	恒生中国企业指数	s2
	上证综合指数月末收盘值	s3
	上海股市交易额	s4
	深圳股市交易额	s5
汇率类	人民币实际有效汇率指数	e1
	美元指数	e2
	欧元指数	e3
利率类	银行间 7 天同业拆借的加权平均利率	i1
	银行间 3 月同业拆借的加权平均利率	i2
	银行间 7 天债券质押回购的加权平均利率	i3
	银行间 3 月债券质押回购的加权平均利率	i4
货币类	单位活期存款	m1
	货币(M1)	m2
	货币与准货币(M2)	m3
房价类	商品房销售价格	h1
	商品住宅销售价格	h2

(续表 3.1)

类别	金融指标	编号
房价类	商业营业住房销售价格	h3

在具体的指标选择上同周德才等（2017）有一定出入，第一，我们在股价类指标中选择了深圳股市交易额和上海股市交易额分别代表两市的综合交易情况，并没有选择股票市场交易总额，在保证数据可得的情况下引入更多的信息。第二，基于数据可得性的原因，我们对欧元数据进行了更换，即欧元指数。即在原指标保持基本含义不变的情况下，同样选择指数类综合指标作为汇率价格的代理指标。第三：本文使用的房价类指标是在对应房屋类别的销售额和销售面积的基础上换算而来的，主要是并没有销售价格的直接数据，因此选择相应的变量进行换算。

对于指标的选择时间则是从 2002 年 1 月至 2021 年 9 月，起始年份和月份的确定主要在于在利率关键指标银行间债券质押回购的加权平均利率在 2002 年以前仅有年度数据并无月度数据，另外基于住房货币化改革和我国股市逐步正规化运行的综合考虑，选择 2002 年 1 月份作为样本期的起始日期。同样的，终止年份和月份的确定其一部分原因同样在于，基于数据可得性的考虑，部分指标例如货币类指标截止 2021 年 11 月中旬仍然没有发布 9 月之后的数据，因此最终选择 2021 年 9 月作为样本终止期限。

首先对房屋类中的缺失数据进行线性插值补足房屋类指标每年 1 月份的缺失数据，然后对上述真实变量数据使用 X-12-ARIMA 去除基于乘法模型的季节因素（Kowarik 等，2014）。对部分需要进行季节调整的指标进行调整后，接着利用以 2002 年 1 月为 100 的定基 CPI 将所有名义变量转换成实际变量，其中股价、房价、货币除以 CPI，而利率类指标则减 CPI。然后针对其中的非利率类指标均进行对数化处理，之后采用 lambda 参数为 129600 的 HP 滤波得到除 CPI 外各个变量的长期趋势值（Montagnoli 和 Napolitano，2005），再用原变量值减去趋势值得到各变量的缺口值，然后对得到的缺口值变量均做一般标准化处理。

3.1.2 公共因子提取

因为一共选取了 5 大类共 18 个变量提取共同因子成分，所以选择 5 作为初始因子个数进行共同因子的提取，同时利用方差旋转因子的方差解释比例和载荷平方和来判断因子模型个数选择的合理性，具体结果见表 3.2。

表 3.2 方差旋转因子模型的方差解释和载荷平方和

	RC1	RC2	RC3	RC4	RC5
载荷平方和	4.0615	3.9772	2.6218	2.4130	1.7404
解释方差比例	0.2256	0.2210	0.1457	0.1341	0.0967
累积解释方差比例	0.2256	0.4466	0.5923	0.7264	0.8231

由表3.2可知，所有旋转因子的载荷平方和都大于1，代表所有的因子都值得保留。进一步的，提取因子的累积解释方差比例为82.31%，超过一般的因子方差解释比例选择标准80%，说明我们的因子模型构建基本有效。利用最大化旋转因子方差得到5个方差最大化的共同因子，因子载荷矩阵见表3.3。

表 3.3 基于旋转因子模型的因子载荷矩阵

编号	RC1	RC2	RC3	RC4	RC5
i1	0.9647	-0.0839	-0.0236	0.1351	0.1189
i2	0.9576	-0.1234	-0.0504	0.0645	0.0357
i3	0.9708	-0.0520	0.0069	0.1159	0.0993
i4	0.9704	-0.0870	-0.0119	0.0287	0.0340
s1	0.0597	0.9406	-0.0836	0.0908	-0.0569
s2	0.0052	0.9197	-0.0052	0.1468	0.0121
s3	-0.1680	0.9309	0.0060	-0.1141	0.0630
s4	-0.1680	0.9289	0.1228	-0.0495	-0.0009
s5	-0.2565	0.6219	0.0168	-0.5072	0.1342
h1	0.0739	0.0453	0.1683	0.1862	0.5354
h2	0.0682	0.1075	0.3099	0.0871	0.7249
h3	0.0955	-0.0797	-0.1554	-0.1186	0.8324
m1	-0.1448	0.0576	0.9225	-0.1428	0.1451
m2	-0.1490	0.0386	0.9220	-0.1549	0.1609
m3	0.2106	-0.0389	0.7636	0.0923	-0.0087
e1	0.2693	0.2436	-0.3897	0.5734	-0.2980
e2	0.0209	0.1004	-0.0276	-0.8730	-0.2030
e3	0.1548	0.0459	-0.1044	0.9347	0.0809

由表3.3可知，通过在不同因子内不同变量的解释成分绝对值的大小判断，最终提取利率公因子 RC1命名为 RCI，股价共因子 RC2命名为 RCS、货币供应量公因子 RC3命名为 RCM、汇率共因子 RC4命名为 RCE、房价共因子 RC5命名为 RCH。

3.1.3 产出缺口计算

在总需求缩减方程式计算过程中，由于假定了金融相关变量都是通过产出渠道对通货膨胀造成影响，而选取的金融变量属于月度数据，但是产出渠道的金融变量 GDP 一般是季度数据，因此需要将季度数据转换为月度数据。故使用高华川和白仲林（2016）的混频近似动态因子方法估算月度 GDP。

基于高华川和白仲林（2016）的混频近似因子模型，并且同时使用了和其文章中一样的经济变量进行了 GDP 月度同比增长率的估算，即工业增加值同比增长、社会消费品零售总额、固定资产投资总额累计增长率、进出口总额当期值及发电量当期值。将其中的非同比增长率数据进行相应折算得到对应变量的同比增长率，同时季度 GDP、社会消费品零售总额和进出口总额当期值都使用以 2001 年 1 月为 100 的定基 CPI 进行了相应换算后才计算了对应变量的同比增长率。同时，对上述非季度 GDP 同比增长率数据中的缺失值（主要出现在每年的 1、2 月份），使用线性插值方法将其补足。对于 GDP 同比增长率数据使用季度转换月份的线性插值方法分别定义季度数据的起始月份为每个季度的 1、2 和 3 月进行相应插值，由于线性插值造成的缺漏即最后两个月份的数据缺失，通过对三次插值的结果进行综合进而得到完整的月度同比增长率数据初始值。在数据的初始化处理后，使用模型 2.7 估计得到月度 GDP 同比增长率。在得到月度 GDP 增长率后，将其和季度 GDP 增长率进行一定的对比，对比结果见表 3.4。

表 3.4 GDP 月度和季度增长率统计指标对比

基本统计指标	月度 GDP 增长率	季度 GDP 增长率
均值	8.4302	8.4152
中位数	7.5170	7.7075
标准差	4.7547	4.9141
偏度	0.1475	0.1068
峰度	3.0136	3.3641

如表 3.4 所示，GDP 月度增长率和季度增长率相比均值几乎一致，标准差略小。从增长率的基本统计性质来看，月度增长率的估计基本是可靠的。接着通过估算月度 GDP 和季度 GDP 的趋势图进一步观察估算月度 GDP 的有效性，具体见图 3.1。



图 3.1 月度和季度 GDP 增长率趋势图

从图 3.1 可以看出，估算得到的月度 GDP（记作 mgdp）和季度 GDP（记作 qgdp）整体非常接近，但月度 GDP 数据却弥补了季度 GDP 数据缺失的细节。

在得到月度 GDP 同比增长率后，记 2001 年全年的 GDP 标准值为 100，通过增长率换算得到样本期内的标准值，针对每个季度进行加总，加总后得到每个季度的标准值。再通过季度 GDP 进行换算，得到月度 GDP。

得到月度 GDP 实际值后，同样使用 X-12-ARIMA 去除基于乘法模型的季节因素（Kowarik 等，2014），然后利用以 2002 年 1 月为 100 的定基 CPI 计算得到月度 GDP 的实际值，对月度 GDP 实际值进行对数处理。接着同样采用 lambda 参数为 129600 的 HP 滤波得到除 CPI 外各个变量的长期趋势值（Montagnoli 和 Napolitano，2005），再用原变量值减去趋势值得到产出的缺口值，然后对产出缺口做一般标准化处理，得到的产出缺口如图 3.2 所示。



图 3.2 月度产出缺口

由图 3.2 可知，产出缺口针对全球金融危机和疫情冲击都表现出了较强的波动反应。同金融危机对我国产出造成的影响相比，疫情冲击对我国产出造成影响

更大,但是持续时间较短,可以看出在疫情初步得到控制后,随着全面复工复产,产出缺口便迅速回到 0 点附近。

3.2 基于总需求缩减方程式的中国动态 FCI 构建

3.2.1 变量平稳性检验

在得到产出缺口标准变量后接着对得到的旋转因子和取对数化后的同比 CPI 同样进行标准化操作。对于标准化后的取对数同比 CPI 记作 \log_cpi , 对标准化后产出缺口记作 y_gap , 并且在建模之前对上述所有变量使用 gretl 软件进行平稳性检验, 检验顺序为 0 阶带趋势和常数项、0 阶带常数项以及 0 阶无趋势和常数项, 若均不显著, 进行差分后继续进行检验。检验结果见表 3.5。

表 3.5 各变量 ADF 平稳性检验结果

变量名称	检验形式	ADF 检验统计量	P 值
\log_cpi	(0,0,0)	-2.6070	0.0091
y_gap	(C,T,0)	-5.4631	0.0000
RCI	(C,T,0)	-3.8621	0.0151
RCE	(C,T,0)	-4.1989	0.0052
RCH	(C,T,0)	-5.0082	0.0003
RCS	(C,0,0)	-3.4188	0.0113
RCM	(C,0,0)	-3.0460	0.0322

注: 1.(C,T,K)指 ADF 检验中的常数项、时间趋势项和滞后阶数。

由表 3.5 可知, 所有变量在 5% 的显著性水平下都拒绝了序列非平稳的原假设, 这表示所有变量是平稳的。

3.2.2 利用总需求缩减方程式构建动态 FCI

就指标选择和模型构建而言, 在 (2.9) 中, y 代表产出缺口, rif 、 ref 、 rhf 、 rsf 、 rmf 分别对应论文从利率、汇率、房地产价格、股票价格、货币供应量等五大类金融指标中选择的 18 个经济指标经旋转近似动态因子模型构建的代表性金融变量因子。

首先对 (2.9) 应用主要由式 (2.10)、(2.11) 及 (2.12) 构建的时变状态空间模型估计, 分别得到 $b_0, b_{1,k}, \dots, b_{6,n}$ 等参数估计值, 即得到各代表性金融变量对产出造成的影响。再通过 (2.9) 同样应用上述时变状态空间估计, 分别得到

$a_0, a_{1,i}, a_{2,j}$ 等参数估计值，即得到产出以及通胀本身对通胀当期值造成的影响。接着利用得到的 $b_0, b_{1,k}, \dots, b_{6,n}$ 等参数估计值即各金融变量因子对产出造成的影响带入 $a_0, a_{1,i}, a_{2,j}$ 等参数估计值即产出以及通胀本身对通胀当期值造成的影响，最终得到各金融变量因子对通货膨胀的动态影响系数 $\beta_{x_{i,t}}$ 。那么，针对金融状况指数，各个因子的权重计算公式为

$$w_{x_{i,t}} = |\beta_{x_{i,t}}| / \sum_{k=1}^5 |\beta_{x_{k,t}}| \quad (3.1)$$

那么 t 时期的 FCI 就等于 t 时期的权重向量和 t 时期的金融变量因子的向量内积

$$FCI_t = w'_{x_t} \cdot (P_{it}) \quad (3.2)$$

最终，得到构建 FCI 指数如图 3.3 所示。

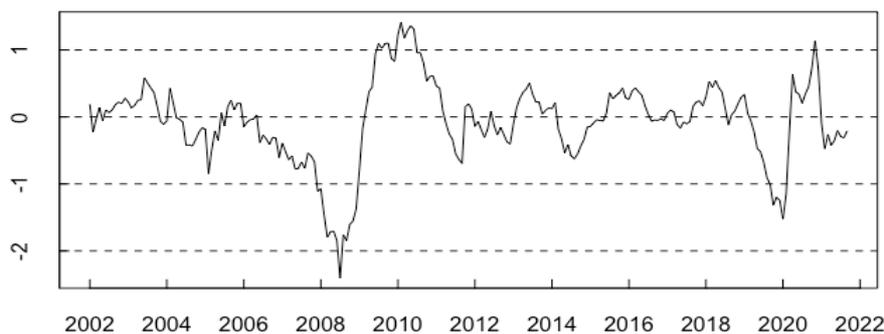


图 3.3 基于总需求缩减方程式构建的金融状况指数

从图 3.3 可以看出，构建的金融状况指数大致在 0 上下浮动，整体变动幅度一般在 $[-0.5, 0.5]$ 之间，表明金融状况大致维持在松紧适度区间内。其中，指数绝对值超过 1 的波动仅有两次，分别是 2008 年年中到 2010 年年初以及 2019 年年末到 2020 年年末，分别代表 2008 年金融危机发生前后带来的大规模金融环境收紧以及随之而来的政府经济刺激计划带来的金融环境大规模宽松以及 2019 年年底“新冠疫情”以及党和政府强有力的疫情防控以及稳定市场的一系列举措，其特点都是探底后迅速拉升，达到高位后又迅速回落。具体比较两次波动可以发现，后一次波动相较前一次波动绝对值变化更小，“波峰”和“波谷”的持续时间更短，这表明了我国近年来金融改革的巨大成效，在面对更复杂多变的冲击情况下，

金融市场整体状况的变化可控且较为稳定。而就绝对值而言，低于 0 的紧缩状态持续时间比大于 0 的扩展状态持续时间稍长，也说明中国金融市场总体而言是趋向于稳定中求发展。接着分析各个金融变量因子对金融市场整体的动态影响即其动态权重变化，结果见图 3.4。

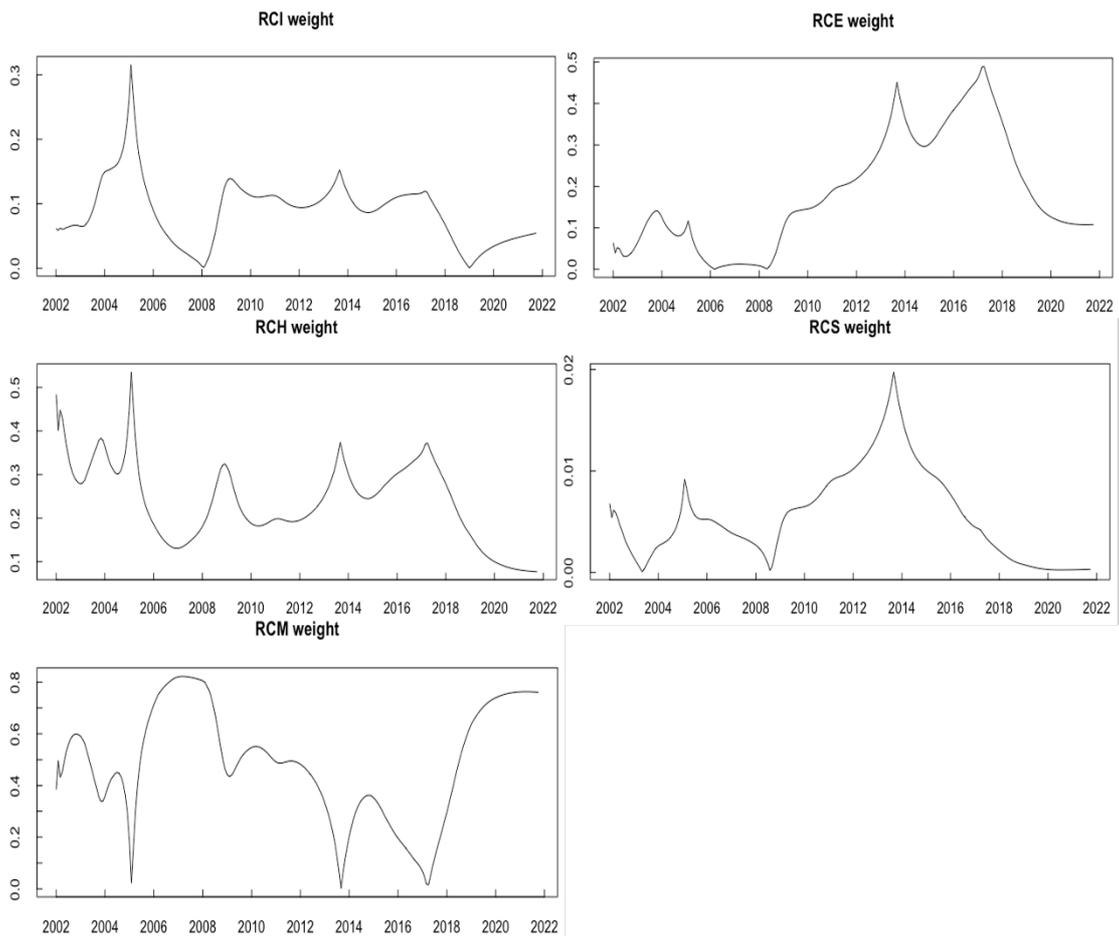


图 3.4 基于总需求缩减方程式构建的金融状况指数各因子权重变化

图 3.4 显示了总需求缩减方程式估计得到的 FCI1 在样本期内的各金融变量动态权重，分别是利率、汇率、房价、股价和货币供给量公因子的动态权重变化图。可以看出，货币供应量公因子主要影响 FCI 的走势，其平均影响力为 48.51%。而房价是影响 FCI 的次要因素，其平均影响力为 23.88%。另外还可以看出，货币供给作为数量型渠道和其他价格型渠道之间“对抗”较为明显，但是在价格型渠道内部各公因子则在不同时间内主导对象并不一致。在世纪初到 2008 年全球金融危机前，利率公因子和房价公因子占据权重则较高。而在金融危机之后，伴

随着我国深入全球经济和贸易体系，汇率公因子在我国金融市场中占比迅速提升并主导了后半段的价格型渠道。

同时可以看出，引入双伽马先验下的中心化状态空间模型的贝叶斯估计对参数平滑和收缩的作用是较为明显的，相较于总需求缩减方程式的一般估计方法即卡尔曼滤波估计方法，无论是权重变化还是指数本身的变化都要更为平滑。

3.3 基于 TVP-VAR 模型的中国动态 FCI 构建

在通过总需求缩减方程式构建动态金融状况指数时已经对所有变量进行过平稳性检验，因此不再对变量进行平稳性检验。在 TVP-VAR 估计过程中设定了前 40 个样本的最小二乘估计作为部分参数的超参数设定，因此估计得到的 FCI2 起始年月为 2005 年 5 月。针对金融状况指数，各个因子的权重计算公式为

$$w_{x_{i,t}} = |\beta_{x_{i,t}}| / \sum_{k=1}^5 |\beta_{x_{k,t}}| \quad (3.3)$$

在 (3.3) 中 $w_{x_{i,t}}$ 为因子 x 的权重值， $\beta_{x_{i,t}}$ 是因子单位冲击在其后 20 个月内对 CPI 的平均影响，据此得到各金融变量因子在每一时刻的相应权重。最终，使用经历 5000 次预热后的 15000 次迭代的均值作为各变量因子对通货膨胀的脉冲响应函数的估计值，同样利用权重和变量因子的向量内积得到金融状况指数的相应估计，最终得到构建 FCI 指数如图 3.5 所示。

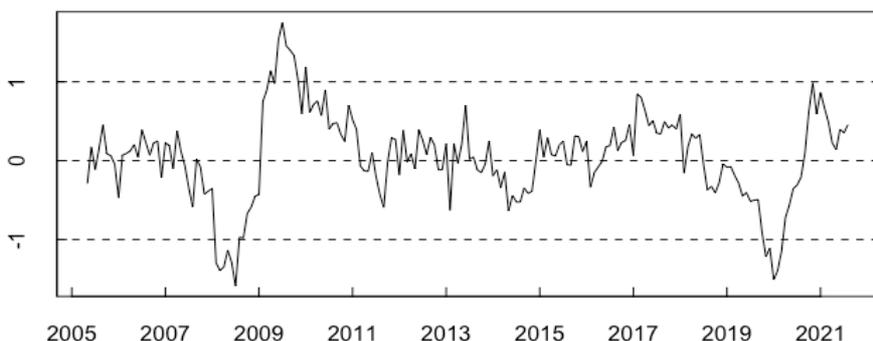


图 3.5 基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数

从图 3.5 可以看出，由 TVP-VAR 修订式构建的金融状况指数总体而言也处在 0 附近，且绝对变动幅度也在 $[-0.5, 0.5]$ 之间，同时对两次大波动的描绘同总

需求缩减方程式构建指数基本一致，而且就其波动刻画而言，除了两次大波动之外几乎没有小型波动，均在 0 左右震荡运行，也和通过总需求缩减方程式构建的金融状况指数表现较为一致。而对于各金融变量因子权重动态刻画，基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数则和由总需求缩减方程式构建的金融状况指数表现出较大差异。具体的基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数各金融变量因子权重动态变化见图 3.6。

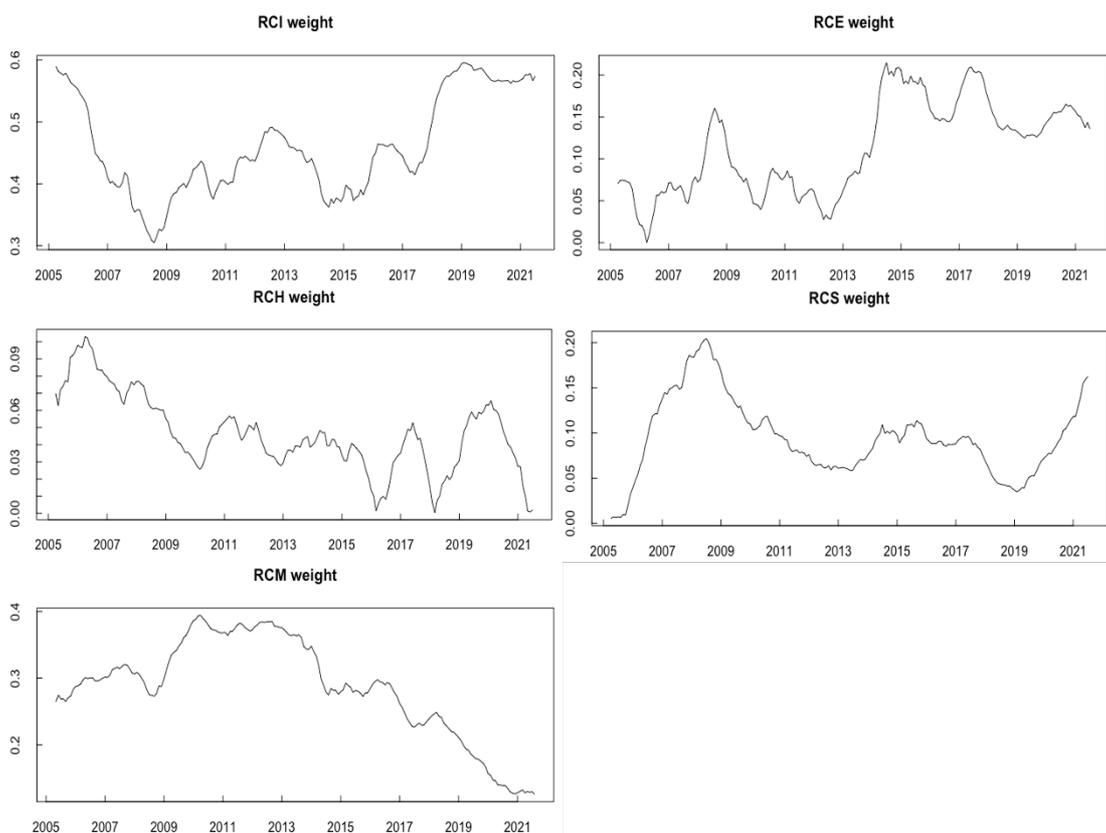


图 3.6 基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数各因子权重变化

图 3.6 显示了从 2005 年 5 月开始到 2021 年 9 月由 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数的各金融变量因子动态权重，分别是利率公因子、汇率公因子、房价公因子、股价公因子和货币供给公因子的动态权重变化图。可以看出，在 FCI 中利率变成了影响 FCI 的主要因素，其平均影响力为 45.97%。而货币则变成了影响 FCI 的次要因素，其平均影响力为 28.61%。

另外与之前不同的是，货币供给作为数量渠道的代表同其他价格型渠道变量之间的“对抗效应”则不太明显。甚至可以说在不同阶段，以货币供给为代表的

数量型渠道和不同的价格型渠道变量是共同作用的。在 2005-2008 年间，货币供给权重变化和股价权重变化十分相似，两者相加在金融状况指数中占比近 50%；在 2008-2015 年间，货币供给权重变化则和利率权重变化十分相似，两者权重相加在金融状况指数中占比达到近 90%；在 2015-2017 年间，货币供给权重变化则和股价权重变化十分相似，两者权重相加在金融状况指数中占比达到近 40%；在 2017 以后，货币供给权重则不断降低，同时其他金融变量因子权重则均有不同程度增加；从各金融变量因子在样本期间内的平均权重变化来看，在世纪初到 2015 年前后，各个金融变量公因子都在金融状况指数中占有一定的权重，且变化幅度较小。而 2015 年后，伴随着我国深入全球经济和贸易体系以及持续不断深化的金融改革，利率公因子和汇率公因子在我国金融市场中占比迅速提升并主导了近年来的金融状况指数。

可以看出，使用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数各因子权重变化相较引入收缩先验的总需求缩减方程式构建的金融状况指数权重变化并不平滑，但是其本身的变化较为平缓，整体波动并不强。

3.4 基于不同方法构建的动态 FCI 的比较分析

分别使用总需求缩减方程式和 TVP-VAR 模型构建动态 FCI 后，针对指数本身和各金融变量因子权重动态变化过程进行一定对比分析。首先，两种指数本身的波动态势对比见图 3.7。

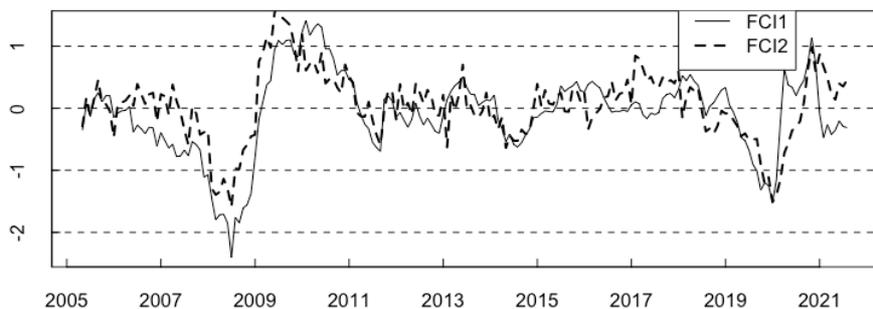


图 3.7 动态金融状况指数对比

在图 3.7 中，基于总需求缩减方程式构建的金融状况指数记作 FCI1，基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数记作 FCI2。由图 3.7 可知，两种不同方法构建的金融状况指数本身的差异并不大。具体的，在第一次较大波动即对 2008 年全球金融危机的刻画上，FCI1 对于底部的紧缩状态相较 FCI2 更低，但 FCI2 对

于随后而来的扩张部分的“顶部”则显得更高且到来时间更短。即 FCI2 对 2008 全球金融危机相对于我国金融状况造成影响的认识无论是影响时间和大小的范围都相较于 FCI1 更低。而在其他时间段中，无论是在金融状况指数震荡运行在 0 附近的区间抑或是在 2020 年前后的较小范围内的波动，两者之间的差异都比较小。

可以看出的是，尽管两种指数的构建方法并不同，但对于我国金融状况的总体变动推断是基本吻合的。进一步的，对比两种指数不同金融变量因子的动态权重变化，首先对比财务状况指标即利率、汇率和货币供给因子的动态权重变化，具体见图 3.8。

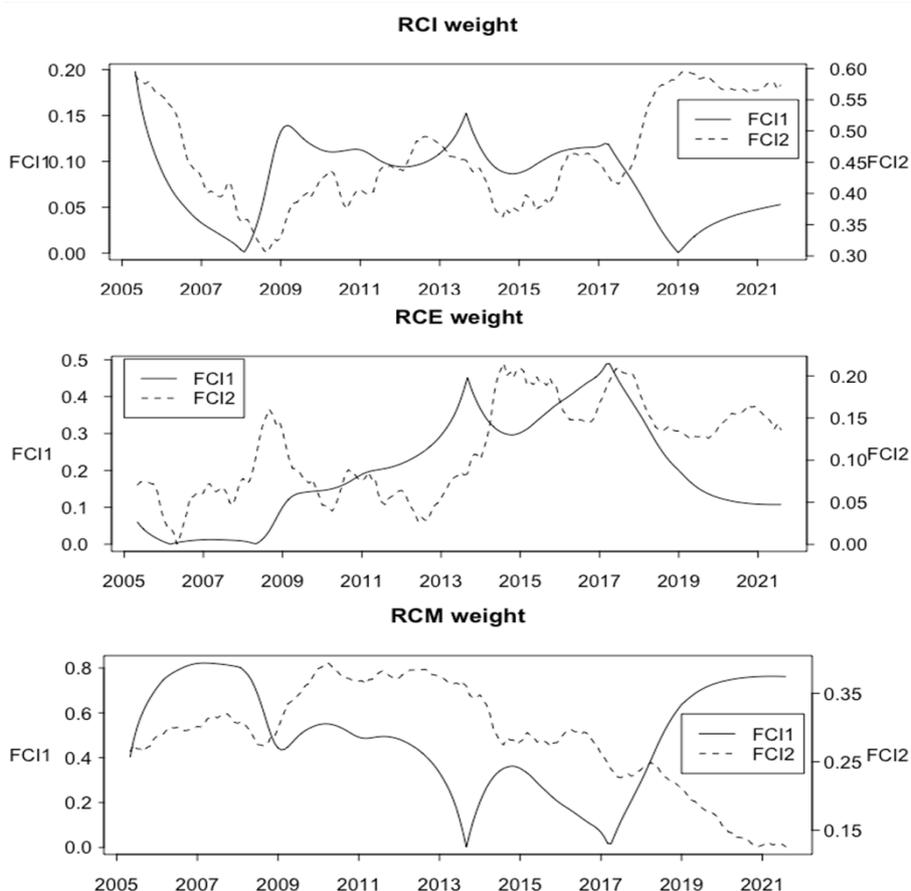


图 3.8 动态金融状况指数利率、汇率和货币供给因子权重动态变化对比

在图 3.8 中，基于总需求缩减方程式构建的金融状况指数记作 FCI1，基于 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数记作 FCI2。由图 3.8 可知，第一，相比较 TVP-VAR 模型引入了贝叶斯方法的总需求缩减方程式构建的动态指数权重总体变化

更为平滑，但是对“波动”的指示更强烈。第二，在 2017 年以前，三种变量因子的权重变化趋势较为近似，在绝对数值上有差异，但是波动情况差异并不大。第三，在 2017 年以后，三种变量因子权重变化随着时间推移均出现了较大差异。另外，从动态权重变化过程中不难发现，总需求缩减方程式中引入了更强烈的收缩先验相较于 TVP-VAR 模型显现出了一定的效果，在 2017 年前后我国金融市场可能发生了较为剧烈的变化使得两种指数的对于不同金融变量因子权重的刻画呈现出相反的特点，而关于金融市场发生的重大变化则极有可能是我国于 2016 年下半年开启的金融去杠杆措施逐步取得成效的结果。进一步的，结合资产价格变量因子的权重变化观察两种指数对于动态权重刻画的差异即图 3.9。

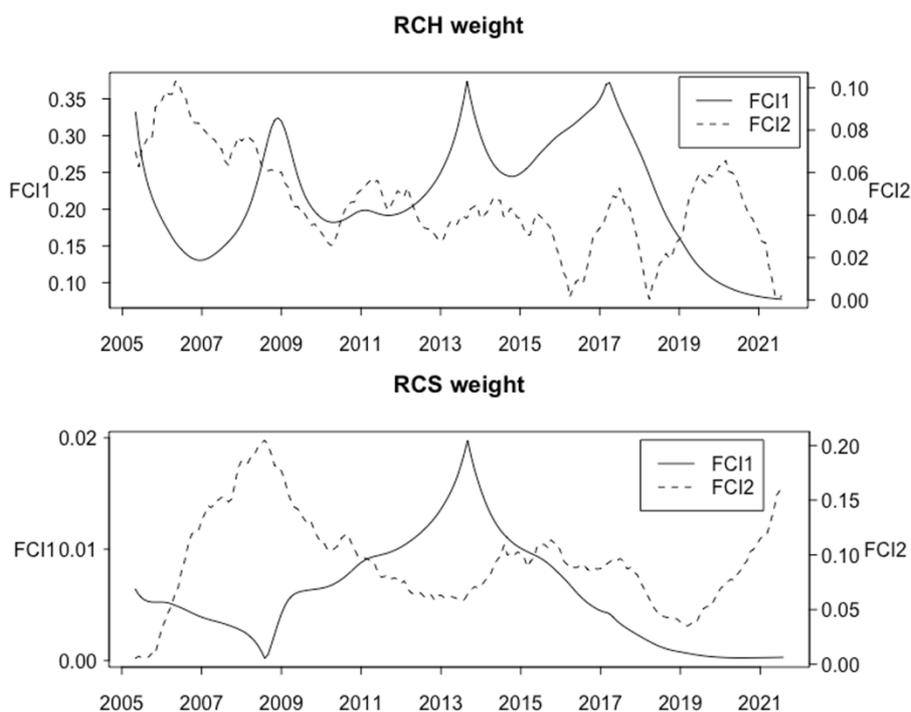


图 3.9 动态金融状况指数资产价格因子权重变化对比

图 3.9 中为资产价格因子的动态权重变化对比，与图 3.8 中三种变量动态权重的变化情况对比相反，两者在样本观察期内除了绝对数值，在整体波动态势上近乎呈“相反”波动。两种指数对资产价格相对于我国金融市场造成的影响识别近乎是完全相反的，但结合权重变化的趋势看，两种指数都认为房价在我国金融市场中本身的波动周期较短，一般为 3 到 5 年左右，而股价在我国金融市场中本身的波动周期则较长接近 9 到 10 年左右。

3.5 小结

综上所述，第一，更强烈的收缩先验的引入对于参数的平滑估计效果较为明显。第二，通过两种方法构建的动态金融状况指数总体差异较小，在局部波动的刻画上略有差异。第三，两种方法构建的金融状况指数权重变化尽管绝对数值上有差异，但是在总体波动趋势和周期性变化方面则呈现出一定的一致性。

4 中国动态金融状况指数有效性及预测能力分析

通过总需求缩减方程式和 TVP-VAR 模型在提取因子基础上得到的动态金融状况指数,前者假定各金融变量因子通过产出渠道对通货膨胀产生影响,而后者则是各金融变量因子之间存在相互作用的同时还对通货膨胀产生影响,同时货币政策的目标之一就是控制通货膨胀。基于此,要验证两种构建指数的有效性,需要检验两种构建指数和通货膨胀之间的相互关系。另外,FCI 主要可以对 CPI 进行短期预测,进一步为货币政策制定提供决策依据,故对 FCI 做以下检验和分析,分别是:FCI 与 CPI 的 Granger 因果检验、动态相关性测度和预测能力分析。另外需要说明,下述所有通货膨胀均指月度同比 CPI,FCI1 指通过总需求缩减方程式构建的金融状况指数,而 FCI2 指通过 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数。

4.1 动态 FCI 的有效性分析

4.1.1 动态 FCI 和通货膨胀的 Granger 因果性检验

首先对 FCI1 和 FCI2 相对于通货膨胀做 Granger 因果检验,检验是否可以用构建指数 FCI1 和 FCI2 预测通货膨胀,检验结果见表 4.1。

表 4.1 动态 FCI 与 CPI 的 Granger 因果检验结果

原假设	滞后期	1	2	3	4	5	6
FCI1 不是通货膨胀的 Granger 因		6.1069	6.2454	4.0447	3.2679	2.6526	2.9118
		(0.0142)	(0.0022)	(0.0079)	(0.0125)	(0.0237)	(0.0094)
通货膨胀不是 FCI1 的 Granger 因		6.3105	3.2782	2.4454	2.2469	2.4332	2.1689
		(0.0127)	(0.0395)	(0.0647)	(0.0649)	(0.0359)	(0.0471)
FCI2 不是通货膨胀的 Granger 因		11.6470	7.6283	5.5431	3.3876	2.4366	2.1671
		(0.0008)	(0.0007)	(0.0012)	(0.0106)	(0.0364)	(0.0483)
通货膨胀不是 FCI2 的 Granger 因		32.5260	19.2410	10.1100	6.6050	5.3191	5.2649
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)

表 4.1 中为 Granger 因果检验的检验值,括号内为检验值对应的 P 值。检验结果表明在 5% 的显著性水平下,FCI1 和 FCI2 都是通货膨胀变化的 Granger 因,同时在 5% 的显著性水平下通货膨胀绝大部分也都是 FCI1 和 FCI2 变动的 Granger 因。据此,可以用构建指数 FCI1 和 FCI2 用来预测通货膨胀率。

4.1.2 动态 FCI 和通货膨胀的跨期相关性分析

接着分析 FCI1 和 FCI2 相对于通货膨胀的跨期相关性, 和 Granger 因果检验相似, 同样是检验构建指数对通货膨胀的预测能力, 检验结果见表 4.2。

表 4.2 不同领先期 FCI 与 CPI 的动态相关系数

领先期	0	1	2	3	4	5	6
FCI1 相关系数	-0.5055	-0.4422	-0.3633	-0.2729	-0.1749	-0.0814	-0.0024
FCI2 相关系数	-0.6655	-0.5496	-0.4573	-0.3441	-0.2269	-0.1062	-0.0046

表 4.2 展示了 FCI1 和 FCI2 分别滞后 CPI 不同期数的相关系数, 可以看出的是, 两种 FCI 都可以在短期内对 CPI 进行较为准确的预测, 且两者负相关, 相关性随着领先期的增加而减弱。即初步说明了货币政策是短期有效的, 随着时间的增加, 货币政策的效果逐渐减弱, 一般在半年左右时效果接近 0。

通过 Granger 因果性检验和跨期相关性分析初步判断我们通过贝叶斯方法构建的两种金融状况指数都是有效的, 两种指数都和通货膨胀之间有较强的短期关联性质。因此, 接下来通过短期预测能力分析和周期联动特征测度进一步评价和对比两种指数的有效性和特点。

4.2 预测能力分析

4.2.1 动态 FCI 对通货膨胀的短期预测能力

Gauthier 和 Graham 等(2004)使用滞后 FCI 作为解释变量并以通货膨胀和产出缺口作为被解释变量构建回归方程以验证 FCI 的预测能力, 借鉴该回归方程对构建的 FCI 相对于通货膨胀的短期预测能力进行分析。

$$CPI_t = \alpha + \beta FCI_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

在 (4.1) 中, CPI_t 代表通货膨胀, FCI_{t-k} 代表提前 k 期的金融状况指数, k 的取值范围为 0 到 5。对领先 0 到 5 期的金融状况指数相对通货膨胀构建回归方程, 结果见表 4.3。

表 4.3 不同领先期 FCI 对通货膨胀的短期预测能力

K		0	1	2	3	4	5
FCI1	β	-0.8177	-0.7109	-0.5824	-0.3644	-0.2766	-0.1279
	T	-8.98	-7.54	-5.95	-4.32	-2.70	-1.24

(续表 4.3)

	K	0	1	2	3	4	5
FCI1	$P(\beta)$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0075	0.2170
	β	-2.2566	-1.8654	-1.5524	-1.1688	-0.7698	-0.3599
FCI2	T	-12.42	-9.14	-7.13	-5.06	-3.21	-1.47
	$P(\beta)$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0016	0.1440

由表 4.3 可知，滞后 4 期以内的 FCI1 和 FCI2 在 5% 的显著性水平下都显著的对 CPI 有负向影响，且显著性水平随着滞后期数增加而增加最终接受了原假设。也就是说和 CPI 时间差距更小的 FCI 可以更有效的影响和预测 CPI，其直接反映了 FCI 对 CPI 的短期预测能力，且两者之间的时间差越小，FCI 的预测能力越强。间接反映了货币政策是短期效应政策，对金融市场的影响一般在半年内。

4.2.2 趋势图和频域分析

借鉴徐国祥和郑雯（2013）分析 FCI 相对宏观经济指标的预测能力，在构建趋势图的基础上另外引入频谱分析方法。

首先进行趋势图方面的分析，即分别展示两种构建指数相对于宏观经济增长的预测能力。同样使用宏观经济景气一致指数（Consistent Index, CI）作为中国宏观经济增长情况的代理指标，数据来自中经网数据库。样本区间与 FCI1 的样本区间基本一致但截止月份为 2021 年 8 月，因为 8 月是可以获取到的最新数据观察期。同样的，由于我们已经根据近似因子模型得到了月度产出缺口的近似估计，而且在总需求缩减方程式中各金融变量因子本身是通过产出渠道对通货膨胀造成影响的，因此我们在分析序列特征时同样也加入我们在第二部分第一节估算得出的产出缺口作为产出即经济增长的代理指标。

因为 FCI、CI、GDP 和 CPI 是非平稳数据，首先基于趋势图分别显示 FCI1 和 FCI2 对 CI、CPI 和 GDP 的预测能力。

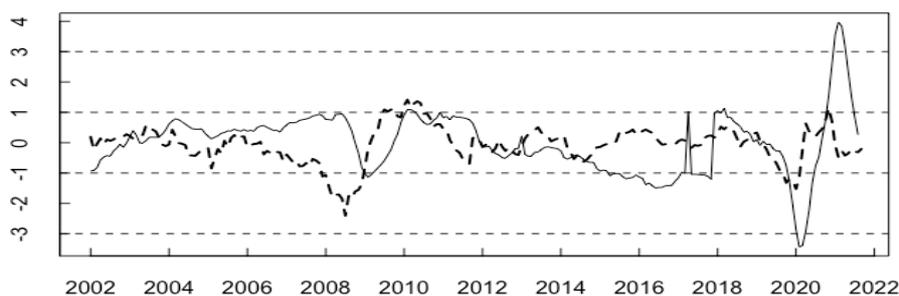


图 4.1(a) FCI1 与 CI 的趋势图

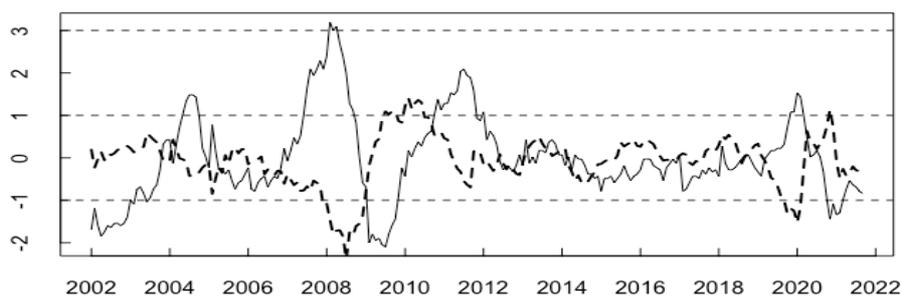


图 4.1(b) FCI1 与 CPI 的趋势图

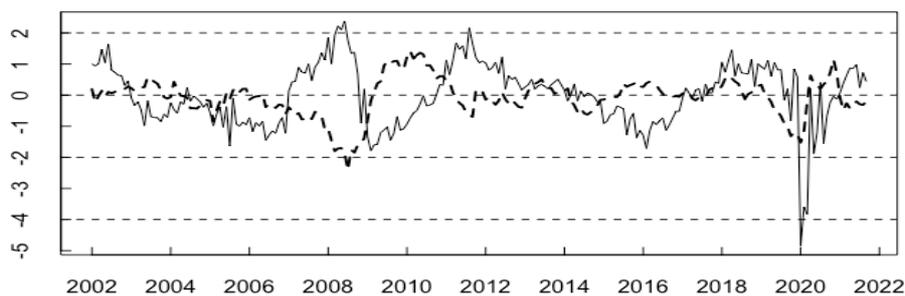


图 4.1(c) FCI1 与 GDP 的趋势图

由图 4.1 直观的来看，FCI1 的波动趋势对于宏观景气一致指数、通货膨胀和产出缺口均有不同程度的小幅度领先，说明构建指数 FCI1 对上述宏观经济变量都具有较好的预测能力。

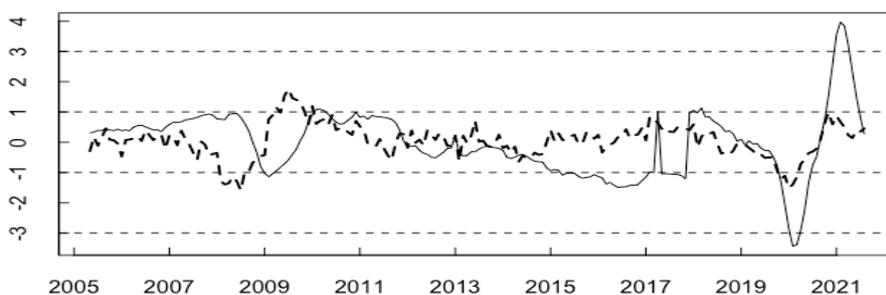


图 4.2(a) FCI2 与 CI 的趋势图

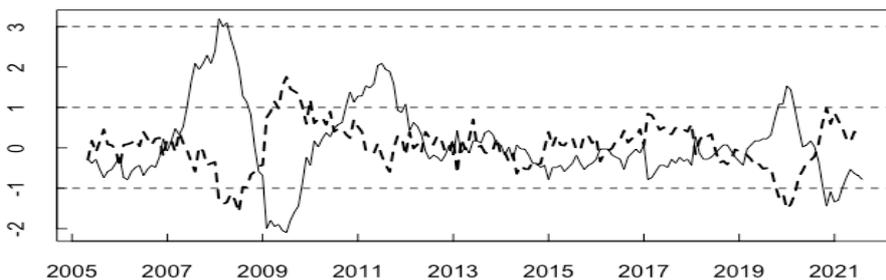


图 4.2(b) FCI2 与 CPI 的趋势图

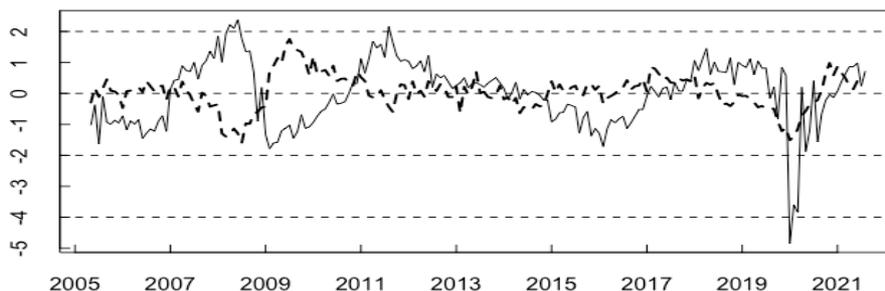


图 4.2(c) FCI2 与 GDP 的趋势图

同样的，图 4.2 也指出 FCI2 对三个宏观经济变量同样具有一定程度的小幅领先。

在初步展示和了解了两种构建指数对宏观经济指标存在一定程度领先即拥有一定程度的预测能力后，接着对 FCI1 和 FCI2 相对其他宏观经济指标的预测能力进行更为精确的频域分析方法。首先采用 X-12-ARIMA 方法对序列进行季节调整，然后对季节调整后的序列利用 lambda 参数为 129600 的 HP 滤波得到四个序列的周期项序列（由于产出缺口已经经过计算，故只进行检验而不用进行分解）。并对五个周期项序列分别使用 gretl 软件对其进行 ADF 平稳性检验，检验结果如表 4.4 所示。

表 3.4 各变量平稳性 ADF 检验

变量名称	检验形式	ADF 检验统计量	P 值
CIcycle	(C,0,0)	-3.2297	0.0195
CPIcycle	(0,0,0)	-2.6730	0.0075
GDPcycle	(C,T,0)	-5.4631	0.0000
FCI1cycle	(C,0,0)	-3.0803	0.0294
FCI2cycle	(C,T,0)	-4.0493	0.0087

注：(C,T,K)指 ADF 检验中的常数项、时间趋势项和滞后阶数

由表 4.4 可知，两种指数和宏观经济指标的周期项均为平稳变量。接着，对各个变量进行中心化，随后对其进行单变量谱分析，谱分析结果如图 4.3 和 4.4 所示。

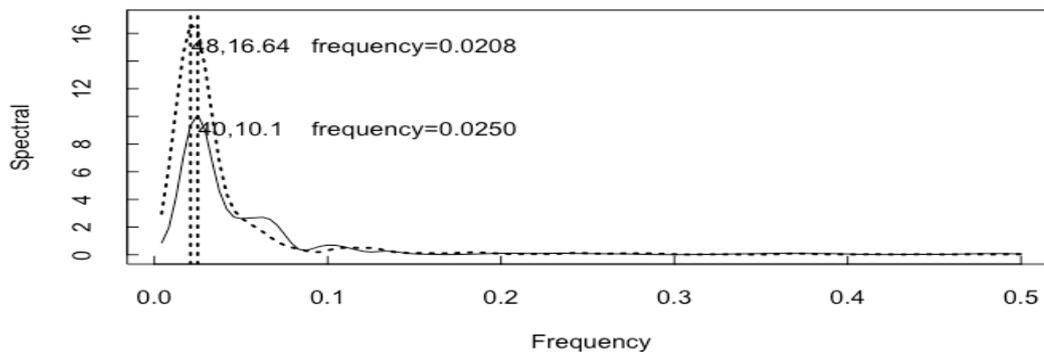


图 4.3(a) FCI1cycle 与 CIcycle 的谱密度图

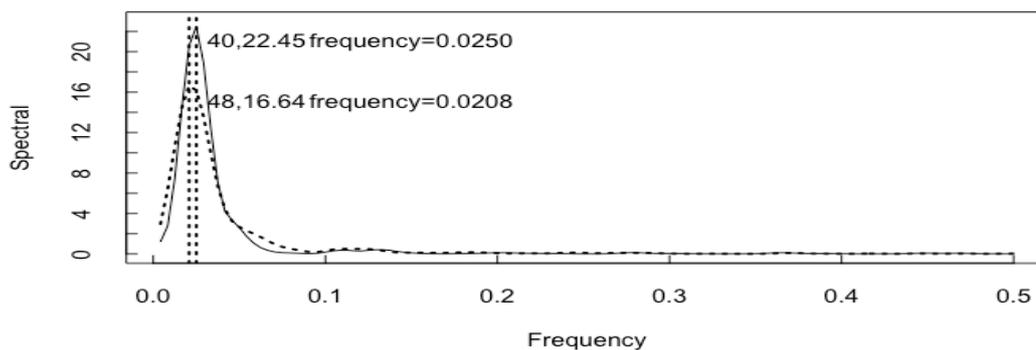


图 4.3(b) FCI1cycle 与 CPIcycle 的谱密度图

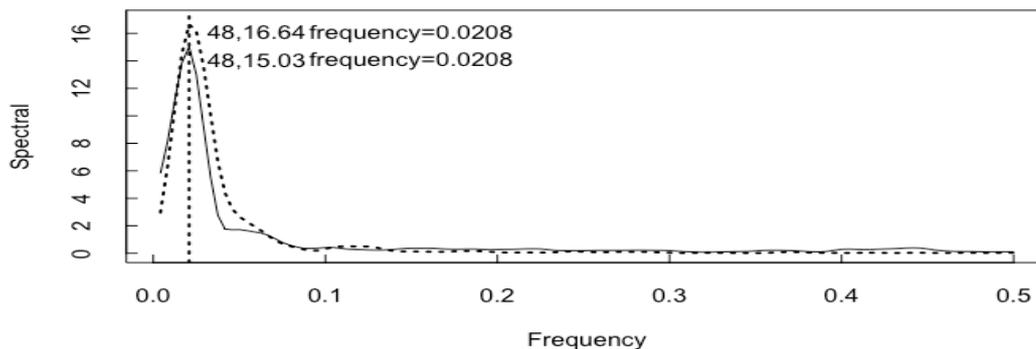


图 4.3(c) FCI1cycle 与 GDPcycle 的谱密度图

由图 4.3 可知， FCI1、CI、CPI 及 GDP 的周期项对应的主周期长度分别是 48、40、40 和 48 个月，且其谱峰对应的谱密度分别是 16.64、10.1、22.45 和 15.03，即 FCI1 相较宏观景气一致指数和 CPI 的主周期，其主周期长度略长，但和经济增长的主周期长度一致。

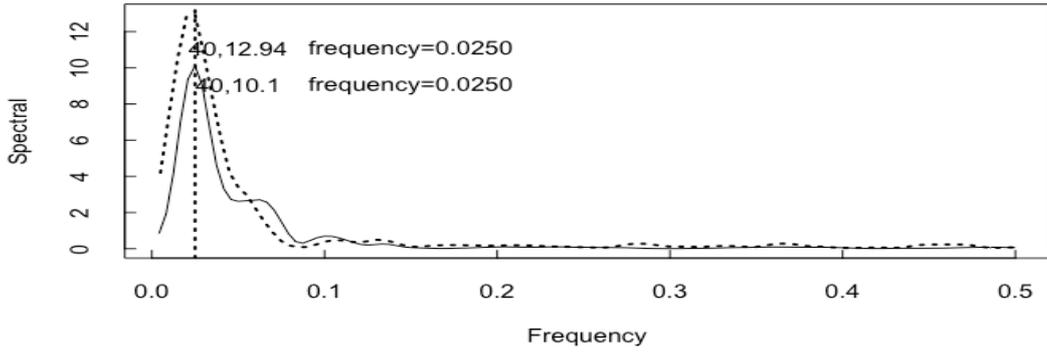


图 4.4(a) FCI2cycle 与 CIcycle 的谱密度图

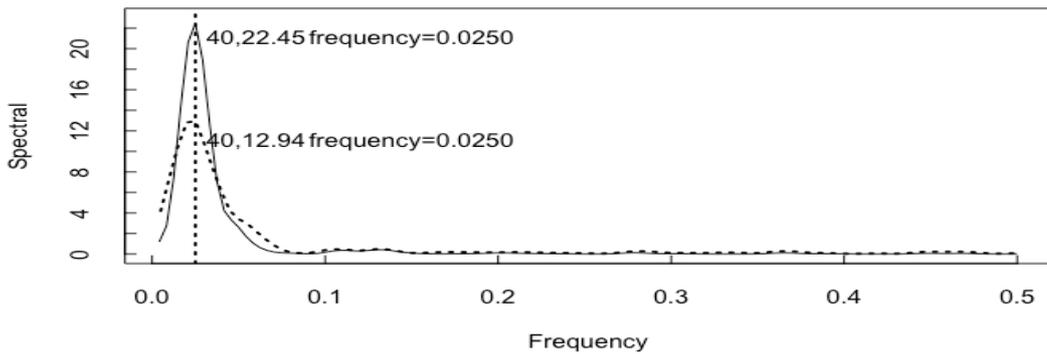


图 4.4(b) FCI2cycle 与 CPIcycle 的谱密度图

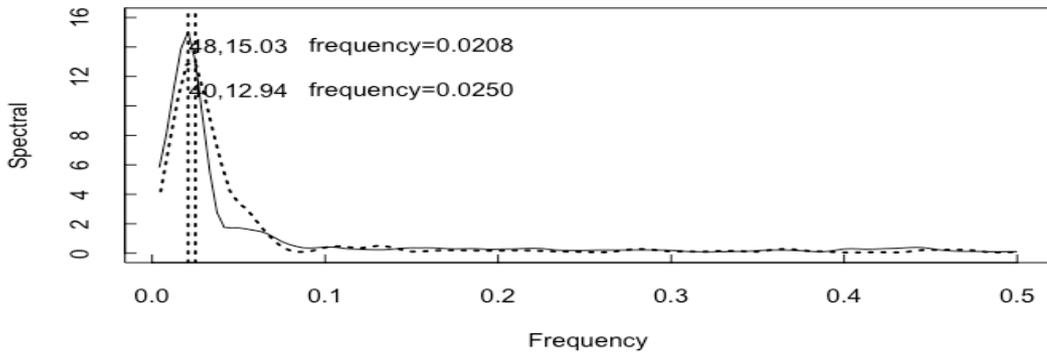


图 4.4(c) FCI2cycle 与 GDPcycle 的谱密度图

由图 4.4 可知， FCI2、CI、CPI 及 GDP 的周期项对应的主周期长度分别是 40、40、40 和 48 个月，且其谱峰对应的谱密度分别是 12.94、10.1、22.45 和 15.03，即 FCI2 相较于经济增长的主周期，其主周期长度略短，但和宏观景气一致指数以及 CPI 的主周期长度则一致。

对比 FCI1 和 FCI2 以及三大宏观经济指标的单变量谱分析结果不难发现，第一，不同视角的构建方法可能导致金融状况指数同不同宏观经济指标之间具有相同的主周期长度。具体而言，FCI1 从产出渠道对通货膨胀的影响出发，其周期项主周期长度和产出主周期长度一致。而 FCI2 则是从金融市场整体考虑对通

货膨胀的影响出发,其周期项主周期长度则和宏观经济指标较为一致。第二,FCI1和 FCI2 序列周期特征的分别显现出了和不同宏观经济指标主周期长度的一致性,这表明两种构建指数在同宏观经济指标的联动性上可能是有差异的。

进一步使用交叉谱分析方法具体分析两种指数同宏观经济指标之间的联动特征差异,即计算 FCI1 和 FCI2 分别与 CI、CPI 和 GCP 的交叉频谱,如图 4.5 和图 4.6 (图中横线表示平方相干函数值等于 0.6) 所示。其代表了在不同频率代表的不同周期下,FCI1、FCI2 与 CI、CPI 和 GDP 之间的交叉振幅谱的标准化值即平方相干函数值。在固定频率代表的固定周期下平方相干函数值越大,就意味着该周期内,对应变量之间的周期关联程度越强。一般而言,函数值超过 0.6 可以认为两序列具有周期联动特征,0.5-0.6 之间为弱周期联动特征。

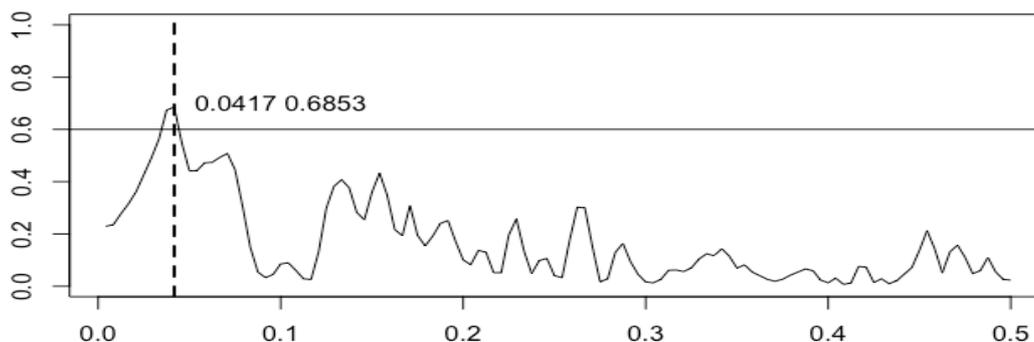


图 4.5(a) FCI1cycle 与 CIcycle 的平方相干函数图

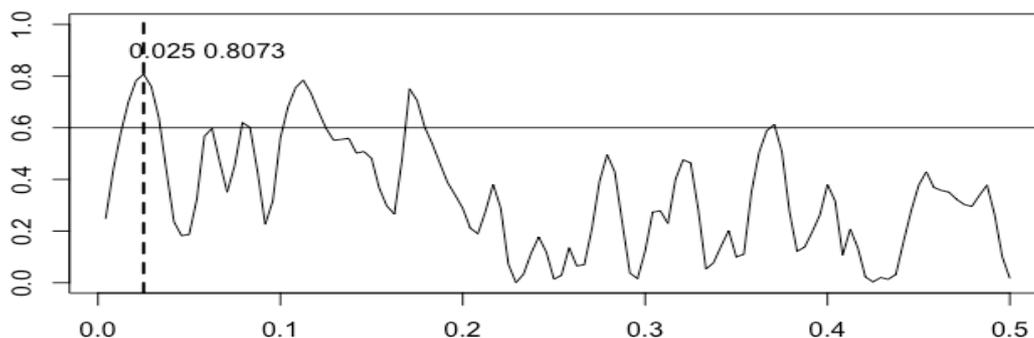


图 4.5(b) FCI1cycle 与 CPIcycle 的平方相干函数图

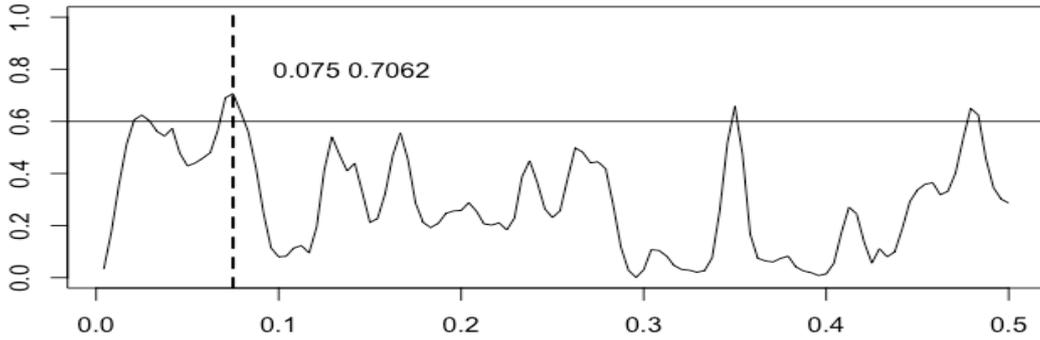


图 4.5(c) FCI1cycle 与 GDPcycle 的平方相干函数图

在图 4.5 中，虚线代表 FCI1 同 CI、CPI 和 GDP 周期项之间的平方相干函数值最大值处，并给出了对应频率和相干函数值，前者可以理解为周期长度，而后者则可以理解为相关性程度。从长周期联动角度看，FCI1 同 CPI 之间的联动周期最长大约为 40 个自然月，同 CI 之间的联动周期次之约为 24 个月，而同 GDP 之间的联动周期最短约为 13 个月。而从短周期联动角度看，FCI1 仅同 CPI 和 GDP 之间有一定的强相关，周期长度均为 3 个月左右。进一步的，FCI1 和 GDP 还出现了接近两个月长度的弱相关。可以看出，作为金融状况指数 FCI1 和通货膨胀之间的周期联动持续时间和相关强度都是最高的，但是明显的作为从产出角度构建的金融状况指数其同产出之间的联动周期持续时间和强度都高于宏观经济。

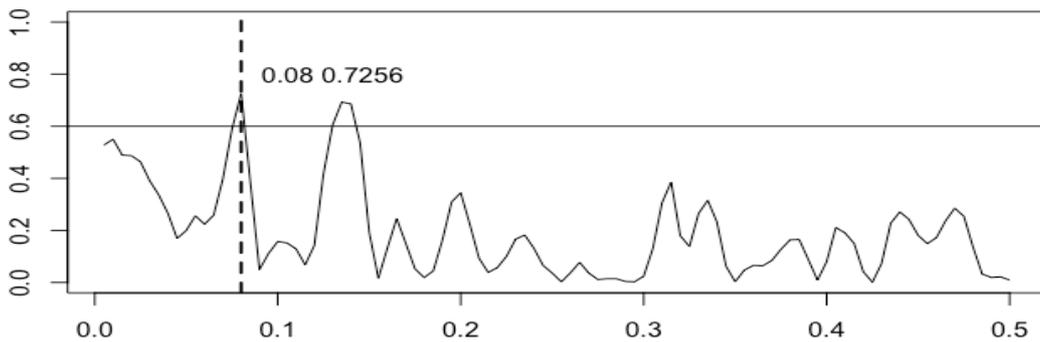


图 4.6(a) FCI2cycle 与 CIcycle 的平方相干函数图

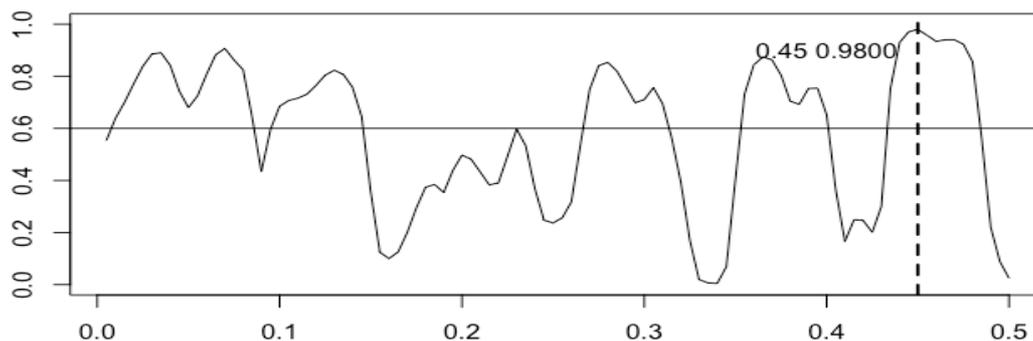


图 4.6(b) FCI2cycle 与 CPIcycle 的平方相干函数图

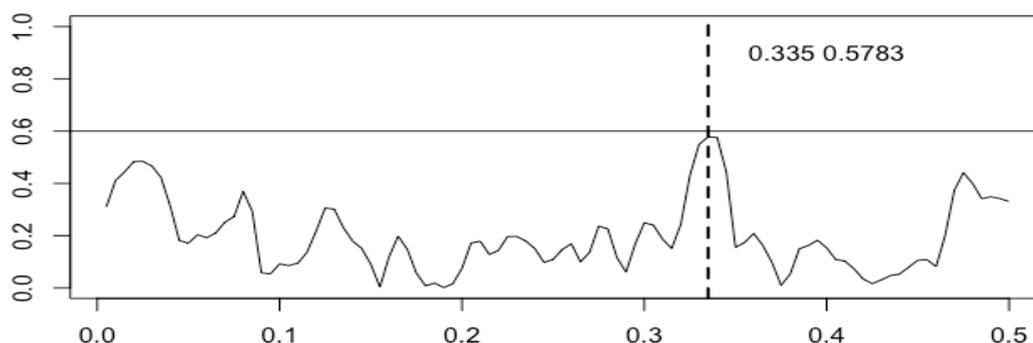


图 4.6(c) FCI2cycle 与 GDPcycle 的平方相干函数图

由图 4.6，从长周期联动角度看，FCI2 仅同 CPI 和 CI 之间有一定强相关，同 CPI 分别在 20 和 13 个月左右出现了高相关，而同 CI 的强联动周期则为 12 个月左右。除此之外，FCI2 和通货膨胀之间出现了近乎是全周期之间的强相关，同 CI 则出现了一次 6 到 8 个月左右周期长度的强相关，最后和 GDP 在周期长度约为三个月左右时出现了一次若相关。可以发现，作为从金融市场主体考虑建模的 FCI2 同通货膨胀之间的关联性在全周期长度内都比较强，且同宏观经济之间的相关性也强于 FCI1，但是同产出角度的关联性则比 FCI1 弱。

整体上来看，FCI1 同通货膨胀之间具有较强的中长期联动关系，在宏观经济和产出之间其同产出的关联程度更高。而 FCI2 同通货膨胀之间则具有更强的短中长期联动关系，这也一定程度上验证了预测性分析中 FCI2 对于通货膨胀的短期预测能力明显强于 FCI1，而在宏观经济和产出之间其同宏观经济的关联程度更高。

图 4.7 和图 4.8 给出了给定频率下，FCI1 和 FCI2 分别与宏观经济指标之间的相谱值。相谱值大于 0，代表变量 x 对变量 y 有超前的变动；变量等于 0，代表变量 x 对变量 y 有同步的变动；而变量小于 0 则代表变量 x 对变量 y 有滞后

的变动。领先周期则为相谱值乘周期长度并除以 2π 。

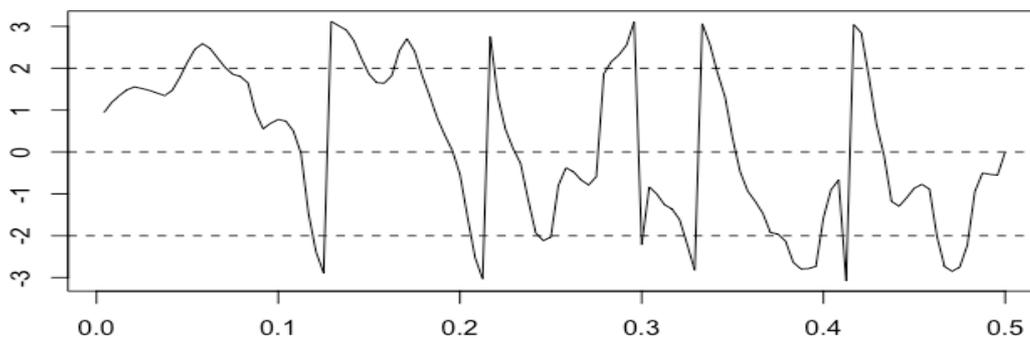


图 4.7(a) FCI1cycle 与 CIcycle 的相谱图

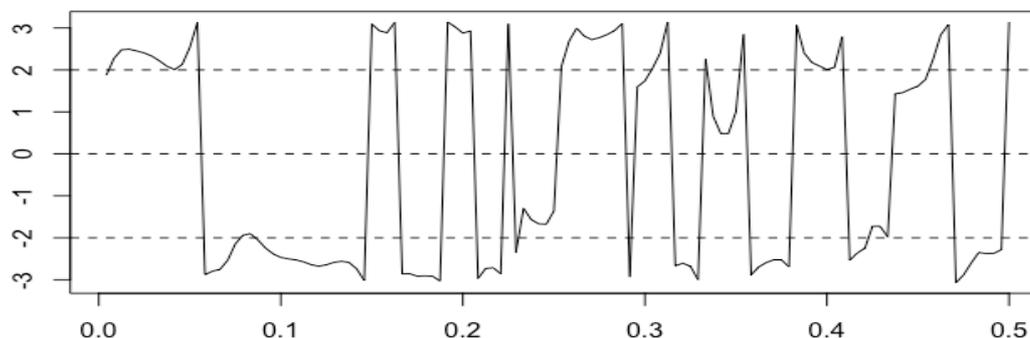


图 4.7(b) FCI1cycle 与 CPIcycle 的相谱图

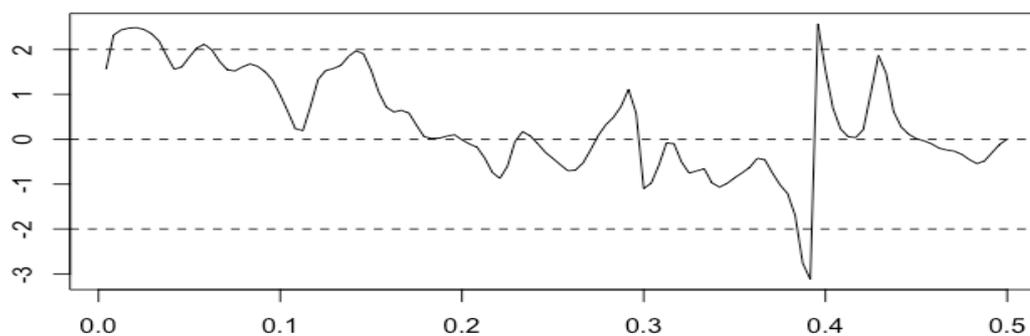


图 4.7(c) FCI1cycle 与 GDPcycle 的相谱图

由图 4.7，FCI1 同 CI 和 CPI 之间在中短周期即频率范围 $[0.1-0.5]$ 之间变动关系较为多变，而在 $[0-0.1]$ 的长周期范围内 FCI1 则表现出持续的领先 CI 和 CPI 的特征，领先周期约为 7 和 20 个月。FCI1 同 GDP 之间在 $[0.2-0.5]$ 之间变动开始波动，而在 $[0-0.2]$ 的中长周期范围内 FCI1 则表现出持续领先的特征，领先周期约为 6 个月。总体上而言，FCI1 周期项领先于宏观经济周期项，领先通货膨胀周期的幅度最大，而领先产出周期的幅度则最小。

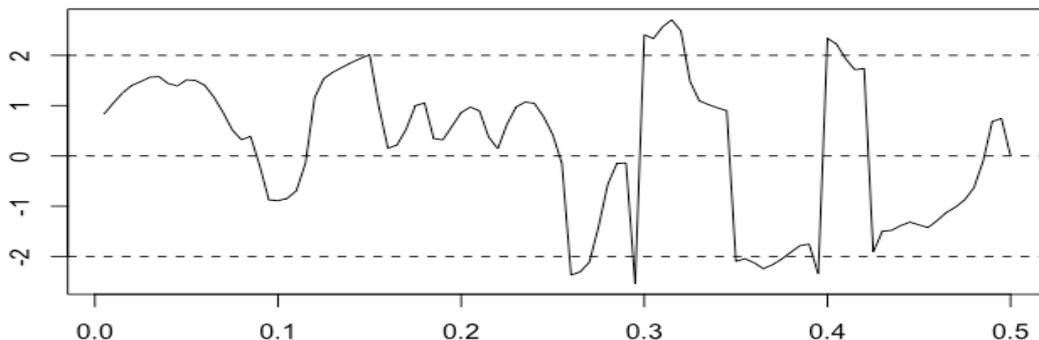


图 4.8(a) FCI2cycle 与 CIcycle 的相谱图

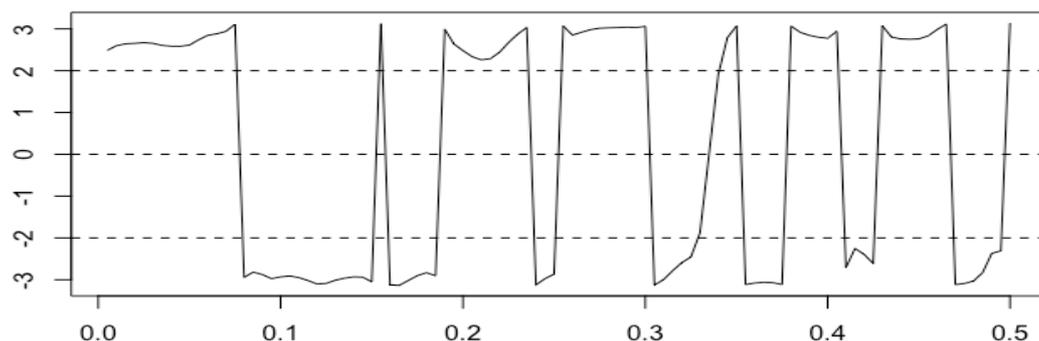


图 4.8(b) FCI2cycle 与 CPIcycle 的相谱图

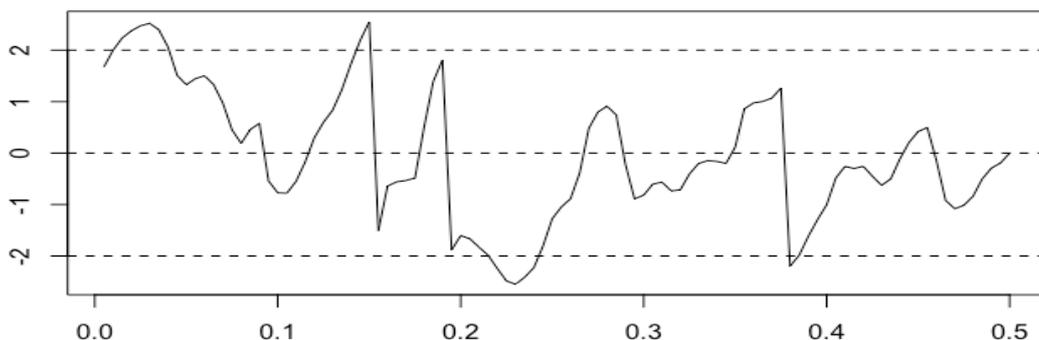


图 4.8(c) FCI2cycle 与 GDPcycle 的相谱图

由图 4.8, FCI2 同 CI、CPI 还有 GDP 之间都在中短周期即频率范围[0.2-0.5]之间变动关系较为多变,但是在[0-0.1]的长周期上 FCI2 则表现出持续的领先 CI、CPI 还有 GDP 的特征,领先周期约为 3、18 和 11 个月。总体上而言,FCI2 周期的变动也是领先于宏观经济周期的,同样领先通货膨胀周期的幅度最大,但是领先宏观经济周期的幅度则最小。

就经济含义而言,这表明在一定周期长度上 FCI1 和 FCI2 都领先于宏观经济走势和通货膨胀,且都表现出了领先宏观经济较短但领先通货膨胀较长的特点。结合趋势图可以表明,动态 FCI 对于宏观经济指标具有一定的先行指示作用。

5 中国动态金融状况指数动态变动分析

通过对中国动态金融状况指数的有效性检验和预测能力分析, FCI1 和 FCI2 的构建都是基本有效的。具体而言, 两种指数和通货膨胀之间都具有较为显著的 Granger 因果关系, 并且对于通货膨胀而言都具有一定的短期预测能力, 且同多项宏观经济指标之间都具有不同周期长度关联性。因此, 在 FCI1 和 FCI2 已经表现出的共性和特点的基础上, 进一步采用马尔可夫区制转换模型观察并比较两种构建指数的异同点。

5.1 关于 FCI 的马尔可夫区制转换模型的构建

为了反映金融状况周期状态变化, 假定构建的金融状况指数服从马尔可夫区制转换过程。首先构建仅有截距项服从马尔可夫区制转换过程的 (2.36), 以 μ 的绝对数值区分衰退状态和扩张状态, 采用 Hamilton (1989) 的 Kalman 滤波法估计模型参数, 利用 AIC 和 BIC 准则以及对数似然值确定区制转换模型的状态数。同时考虑到可解释性的问题, 对于状态数的选择仅在 $k=2$ (扩张和紧缩) 和 $k=3$ (扩张、紧缩和松紧适度) 之间进行选择, 不同状态数马尔可夫区制转换模型下信息准则及对数似然值见表 5.1。

表 5.1 马尔可夫区制转换模型不同状态数下建模结果

状态数	FCI1			FCI2		
	AIC	BIC	对数似然	AIC	BIC	对数似然
k=2	289.3451	305.7364	-139.6722	256.5259	272.9164	-123.2630
k=3	207.5563	240.3386	-93.7787	182.8873	215.6683	-81.4431

通过表 5.1, 根据 AIC、BIC 及对数似然值综合判断(仅当 AIC、BIC 同时下降且对数似然值增大时才选择状态数更多的模型)。经过对比选择, 针对 FCI1 和 FCI2 都构建状态数为 3 的马尔可夫区制转换模型。FCI1 和 FCI2 在三状态马尔可夫区制转换模型下的估计系数及 P 值由表 5.2 给出。

表 5.2 三状态马尔可夫区制转换模型

指数	状态和方差	估计值	统计量	P 值	残差标准误
FCI1	状态 1	0.6067	10.6612	0.0000	0.0570
	状态 2	-0.1717	-4.7397	0.0000	0.0363
	状态 3	-1.4635	-18.6703	0.0000	0.0782

(续表 5.2)

指数	状态和方差	估计值	统计量	P 值	残差标准误
FCI1	方差	0.1731	9.4254	0.0000	0.0188
FCI2	状态 1	0.6865	12.4996	0.0000	0.0556
	状态 2	-0.0352	-1.1353	0.2564	0.0312
	状态 3	-1.1084	-10.8473	0.0000	0.1023
	方差	0.0983	9.4492	0.0000	0.3385

通过表 5.2 中的对应统计量及 P 值可以看出，三状态区制转换模型的估计基本合理，除了 FCI2 的松紧适度状态区间估计系数不显著外，其他估计量基本合理。而进一步，通过模型中计算得出的转换概率计算其区制的期望持续时间，具体即 $1/(1 - P_{ii})$ ，由表 5.3 给出。

表 5.3 三状态马尔可夫区制转换概率及期望持续时间

转移概率	FCI1			FCI2		
	状态 1	状态 2	状态 3	状态 1	状态 2	状态 3
P_{ii}	0.9022	0.9422	0.8972	0.9447	0.9628	0.8805
期望持续时间/月	10.2249	17.3010	9.7276	18.0832	26.8817	8.3682

由表 5.3，FCI2 对于中国金融状况的三区制划分，状态 1 和状态 2 的期望持续时间相较 FCI1 而言普遍更长更稳定。

其次，在仅有截距服从马尔可夫区制转换过程的基础上决定是否加入自回归项。分别对 FCI1 和 FCI2 建立状态数分别为 2 和 3，且滞后阶数分别为 1 到 4 的马尔可夫区制转换模型。分别将模型得到的 AIC、BIC、HQIC 以及对数似然值同仅有截距项转移且无滞后项的马尔可夫区制转换模型进行对比，同时在保证参数显著性的情况下进行模型的选择，建模结果见表 5.4。

表 5.4 加入自回归项马尔可夫区制转换模型不同状态和滞后阶数建模结果

		K=2			K=3		
		AIC	BIC	Log likelihood	AIC	BIC	Log likelihood
FCI1	P=1	-50.4876	-27.5768	32.2431	-57.0391	-14.4905	41.5192
	P=2	-73.2483	-43.8381	45.6243	-71.3722	-19.0863	51.6864
	P=3	-75.5892	-39.6992	48.7942	-71.7724	-9.7815	54.8861

(续表 5.4)

		K=2			K=3		
		AIC	BIC	Log likelihood	AIC	BIC	Log likelihood
FCI1	P=4	-79.6741	-37.3270	52.8376	-82.2525	-10.5886	63.1268
FCI2	P=1	74.993	97.904	-30.496	81.886	124.435	-27.943
	P=2	78.008	107.419	-30.004	85.070	137.356	-26.535
	P=3	79.130	115.019	-28.565	89.196	151.187	-25.598
	P=4	81.687	124.035	-27.844	89.394	161.059	-22.697

将表 5.4 结果同表 5.1 中结果进行比较，信息判断准则减小幅度较大且对数似然值增长幅度很大，因此我们需要在带自回归项的马尔可夫区制转换模型中选择最优模型。具体的判断标准为三项信息判断准则中至少有两项明显降低且对数似然值明显增大才选择更复杂的模型，因此最终对 FCI1 建立两状态二阶滞后的马尔可夫区制转换模型，对 FCI2 建立两状态一阶滞后的马尔可夫区制转换模型，估计模型结果见表 5.5。

表 5.5 两状态马尔可夫区制转换模型

指数	状态	系数和方差	估计值	统计量	P 值	残差标准误
FCI1	状态 1	截距	0.0316	0.6513	0.5153	0.0490
		一阶自回归项	1.1964	10.2547	0.0000	0.1172
		二阶自回归项	-0.6171	-5.9116	0.0000	0.1042
	状态 2	截距	-0.0247	-1.6303	0.1032	0.0152
		一阶自回归项	1.0536	13.7032	0.0000	0.0773
		二阶自回归项	-0.0321	-0.4132	0.6801	0.0782
			方差	0.0289	9.1776	0.0000
FCI2	状态 1	截距	0.1194	2.5482	0.0112	0.0472
		一阶自回归项	-0.1121	-0.6323	0.5271	0.1772
	状态 2	截距	-0.0038	-0.1612	0.8724	0.0241
		一阶自回归项	0.9124	25.3712	0.0000	0.0362
			方差	0.0684	8.1323	0.0000

观察表 5.5 中的建模结果，由于构建指数 FCI1 和 FCI2 自相关程度都比较高，所以在构建模型的相应判断指标信息判断准则和对数似然值上加入了滞后项

的模型显现出了更好的效果，但是多项系数尤其是截距项系数并不显著。因此，对 FCI1 和 FCI2 还是应该建立只有截距项转换的马尔可夫区制转换模型即表 5.2 和 5.3 展示模型估计结果。进一步的，在构建模型的基础上通过马尔可夫区制转换概率图和相关的事件回顾分析构建指数的演化特征。

5.2 关于 FCI 的动态变动分析

根据马尔可夫区制转换模型中的截距项的绝对大小可以判断序列本身所处的状态，根据表 5.2 中各项截距估计值的绝对正负以及接近 0 点与否可以判断出 FCI1 和 FCI2 对应的三种状态分别处于扩张、紧缩还是松紧适度状态，并分别绘制三种状态下两种金融状况指数的转移概率对比图。

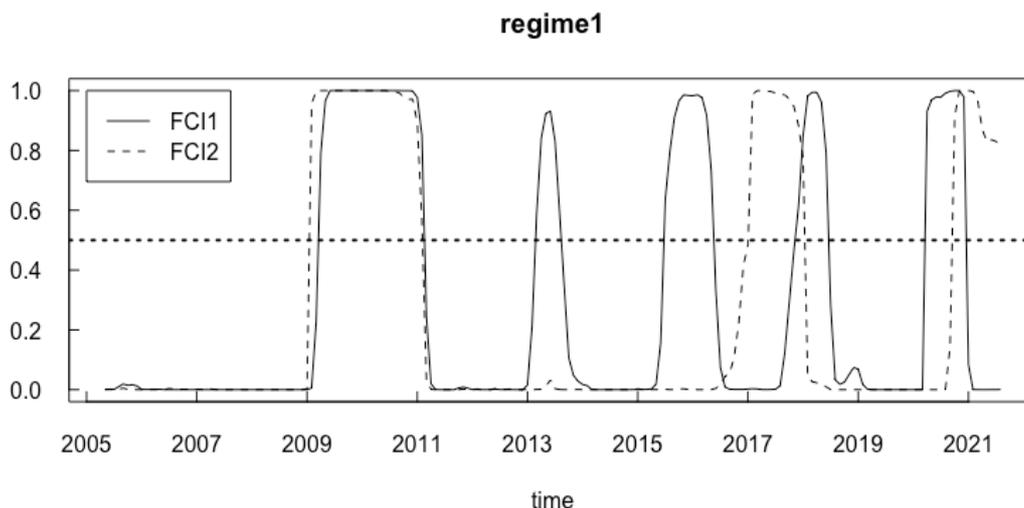


图 5.1 FCI1 与 FCI2 扩张状态转移概率对比图

图 5.1 显示了 FCI1 和 FCI2 分别在扩张状态下的转移概率，同第二部分构建指数的波动特征较为一致，FCI1 和 FCI2 识别出了分别应对 2008 全球金融危机和 2020 年前后“新冠疫情”的扩张性时段，同时 FCI2 对于后一个扩张性时段的识别稍滞后于 FCI1，不同之处在于 FCI1 除此之外还识别到了三次较短的扩张周期而 FCI2 仅识别到一次。具体而言，FCI1 识别到的三次扩张周期分别为 2013 年、2015 年和 2018 年，而 FCI2 识别到的一次扩张周期则是 2017 年。分别回顾隶属于上述四个时间段内我国金融市场发生的主要事件，即 2013 年前半年债务市场规模和银行同业业务的急速扩张、2015 年股票市场的连续性急速上涨和 2017 到 2018 年作为诸多金融监管措施出台并实施的时段，金融市场扩张特点总

是呈现为局部过热进而影响到金融市场整体。针对事件回顾不难发现，FCI1 对于前两次扩张或者说过热时段的识别是较为精准的，而且 2013 年扩张周期比 2015 年扩张周期明显要短，这一点也在图 5.1 中有所展现。但是在后一次扩张周期的识别上 FCI2 可能要更精准一点，伴随着 2017 年初资管新规的出台直到 2018 年 4 月资管新规的落地，金融市场的扩张实际上随着金融监管措施的出台并随着监管措施的不断收紧而结束的。对比 FCI1 和 FCI2 本身对扩张周期的识别，FCI1 和 FCI2 对于明显扩张周期的识别差别非常小，而对于一般的扩张周期则分别具有自身的特点，FCI1 对于金融市场局部特征的捕获可能更好，而 FCI2 则对金融市场整体的反应表现更精确。为了同扩张状态形成对比，接着对比 FCI1 和 FCI2 对于金融状况紧缩状态的识别和刻画。

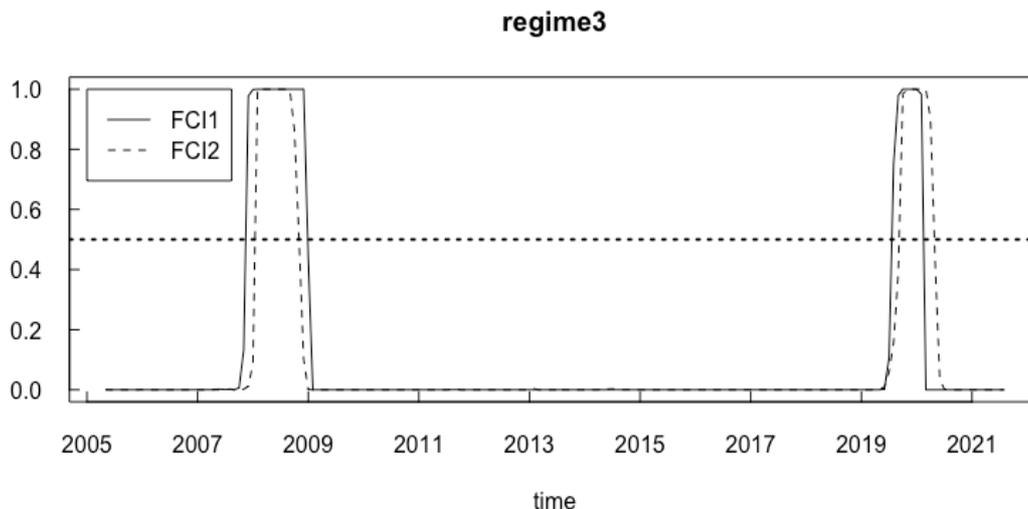


图 5.2 FCI1 与 FCI2 紧缩状态转移概率对比图

图 5.2 显示了 FCI1 和 FCI2 分别对于金融市场紧缩状况的判断，可以发现 FCI1 和 FCI2 都一致的认为中国金融市场仅仅出现了两次显著的紧缩状态即分别为 2008 全球金融危机时期和 2020 年前后的新冠疫情影响时期。第一次紧缩状态 FCI1 持续时间稍长于 FCI2，也和指数走势反映出的情况一致。而第二次紧缩状态持续时间相较前一次时间段更短，但是面临的冲击却是多方面的，也从侧面显现出了中国金融市场近年来深耕金融改革的成果。

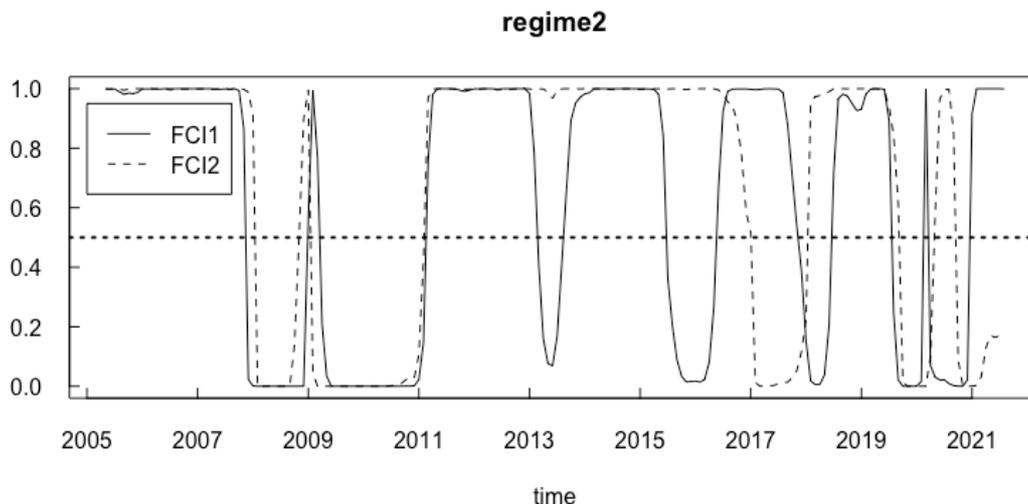


图 5.3 FCI1 与 FCI2 松紧适度状态转移概率对比图

图 5.3 则显示了 FCI1 和 FCI2 分别对于松紧适度金融状态的判断，由于两者对于紧缩状态的识别近乎相同，所以两者对于松紧适度的判断差异仅出现在两者对于扩张状态的识别差异。即 FCI1 对中国金融周期松紧适度的判断是中短周期型，而 FCI2 对于中国金融周期松紧适度的判断则是长周期的，这也同两者的区制概率转移期望持续时间反应的特征一致。

综上所述，FCI1 和 FCI2 就指数本身的变动特征而言，两者呈现出了一定的共性且有一定的差异。共性在于两者对于中国金融状况的紧缩周期判定较为一致，而差异在于：第一，两者对于扩张周期的识别和判定有所不同，FCI1 识别出两次中国金融市场局部过热的扩张周期，而 FCI2 对金融监管措施落地的金融市场整体反应周期识别则更好。第二，FCI1 认为中国金融市场是在扩张和松紧适度状态以中短周期进行转换的，而 FCI2 则认为中国金融市场长期保持在松紧适度状态中。

6 结论与启示

6.1 结论

金融状况指数 (FCI) 是在 MCI 的基础上演化而来的, 由各个金融变量在计量或统计模型基础上进行赋权进而构建指数。本文通过总需求缩减方程式和 TVP-VAR 以及动态因子模型构建了两种动态 FCI, 并验证了动态 FCI 的有效性和预测能力, 同时针对构建指数的动态演化特征进行了一定的分析, 现总结如下。

第一, 就构建指数的基本波动特征和动态权重变化而言, 两种指数既有一定共性也有一定差异。首先, 在指数整体波动上, 共性在于两指数都识别出了中国金融市场两次波动范围较大的冲击即 2008 年全球金融危机和 2019 年末的新冠疫情冲击。除此之外整体趋势较为接近, 其中利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数对 2008 年全球金融危机造成波动的大小及持续时间都比利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数更大。其次, 在利率、汇率和货币供给因子的动态权重变化上, 共性体现在两指数动态权重变化在 2017 年之前趋势波动上较为一致, 仅在绝对数值上有一定差异, 而在 2017 年之后趋势波动差异较大。最后, 在资产价格类因子的动态权重变化上, 共性体现在两指数动态权重变化规律都认为资产价格市场存在较为一致的周期性波动, 但两指数认为资产价格对金融市场的动态影响近乎是相反的。

第二, 就构建指数有效性及预测能力分析而言, 两种指数也是既有共性又有差异存在。首先, 对于指数有效性检验, 两指数在短期内都和通货膨胀之间存在较高的 Granger 因果关系且都具有一定的对通货膨胀的预测能力, 跨期相关指数和 Granger 检验的显著性水平都指出利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数的有效性要强于利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数。其次, 对于短期预测能力, 两指数对于通货膨胀都具有较强的短期预测能力, 但是利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数的短期预测能力要强于利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数。最后, 针对趋势图和频域分析, 趋势图显示两指数相对于宏观经济的代理指标都具有一定的领先。单谱分析结果表明, 利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数主周期长度为 48 个月同生产缺口的主周期长度一致, 而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数主周期长度为 40 个月同通货膨胀和宏观景气一致指数的主周期长度一致, 即利用不同方法构建的金融状况指数的主周期长

度和不同的宏观经济代理指标主周期长度出现了一致性。互谱分析结果表明，两指数都同宏观经济的代理指标之间存在较高的相关性并且都一定程度上领先宏观经济指标。但利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数同宏观经济的代理指标之间的联动倾向于中长周期且较为显著，而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数则和通货膨胀之间的全周期相关性更强，这也从侧面验证了利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数对于 CPI 的短期预测能力更强。同时，利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数和产出之间的周期联动更强，而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数和宏观景气一致指数之间的周期联动更强，不同方法构建的金融状况指数具有特定的和宏观经济具体指标之间的强周期联动特征。

第三，就构建指数变动特征而言，两指数分别表现出各自对中国金融市场状态变化的测度特点。首先，对于扩张状态，利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数和利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数都识别出较为明显扩张周期如“四万亿”经济刺激计划等，但是在金融改革深化时期也就是自 2012 年以来，利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数偏向于识别金融市场部分过热的情形，而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数则偏向于识别金融市场整体反应的情形。其次，对于整体状态的变动，利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数倾向于中国金融市场状态的切换特点为中短周期的轮动，而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数则倾向于中国金融市场长期保持在松紧适度区间范围内，仅在面临显著宏观经济冲击或金融市场改革时才有可能发生变化。

综上所述，基于贝叶斯方法构建的中国动态 FCI 在指数本身的波动特征、权重变化、预测能力和演化特征上均表现出了一定的共性，也分别具有各自的特点。基于构建指数存在的共性和特点，对于认识和改善中国金融市场则具有一定的启示。

6.2 启示

在对构建指数的波动特征、权重变化、预测能力和演化特征对比总结的基础上，对于中国金融市场的启示有：

第一，就金融状况指数整体波动和权重变化而言，当局通过构建金融状况指数可以合理反映中国金融市场的相对紧缩和扩张状态，对于识别金融市场的整体

波动是有效的。同时，应该使用不同方法构建金融状况指数并且在动态权重刻画的基础上，总结不同方法刻画权重的趋势变动共性并以此观察不同金融变量对中国金融市场的动态影响。最后，还应该对资产价格市场保持较高关注，主要原因在于两种构建指数对资产价格市场相对于金融市场的动态影响刻画差异较大，而且都认为资产价格市场对金融市场存在长短不一的周期性影响波动，可能会对金融市场造成较大程度影响。

第二，就金融状况指数的有效性和预测能力而言，FCI 和 CPI 之间具有较为显著的 Granger 因果关系，表明其适合用来对通货膨胀进行短期的预测，而跨期相关性分析和短期预测能力检验也证明了这一点。另外，频域分析则揭示了金融状况指数同宏观经济之间的联动特征，而根据不同指数相对于宏观经济的联动特性，应该在不同方法构建金融状况指数的基础上根据金融状况指数本身特点对中国宏观经济对应指标周期进行一定的预测，从而帮助当局对未来宏观经济走势做出一定预判。

第三，就金融状况指数本身的变动特征而言，应该针对金融状况指数对于不同周期的识别效果的差异，针对性的采用金融状况指数的不同区制识别结果作为对当下和未来一定周期内金融市场整体是否处在或面临扩张和紧缩的判断。具体而言，利用总需求缩减方程式构建的金融状况指数偏向于识别金融市场局部过热，而利用 TVP-VAR 模型构建的金融状况指数则偏向于识别金融市场整体的反应。所以，利用不同方法构建的金融状况指数联合判断金融市场整体所处状态要优于仅使用某一种方法构建的金融状况指数。

参考文献

- [1] ALCHIAN A, KLEIN B. On a Correct Measure of Inflation[J]. 1973.
- [2] ANGELOPOULOU E, BALFOUSSIA H, GIBSON H D. Building a financial conditions index for the euro area and selected euro area countries: What does it tell us about the crisis?[J]. *Economic Modelling*, 2014, 38(38): 392–403.
- [3] BERNANKE B S, GERTLER M. Monetary Policy and Asset Price Volatility[R]. ID 217836, Rochester, NY: Social Science Research Network.
- [4] BERNANKE B, GERTLER M, GILCHRIST S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework[M]. *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*.
- [5] BITTO A, S FRÜHWIRTH-SCHNATTER. Achieving Shrinkage in a Time-Varying Parameter Model Framework[J]. *Journal of Econometrics*, 2016.
- [6] DEL NEGRO M, PRIMICERI G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum[J]. *The review of economic studies*, 2015, 82(4): 1342–1345.
- [7] FREEDMAN C. The role of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of policy [speech][J]. *Bank of Canada Review*, 1995, 1995(Autumn): 53–59.
- [8] GAUTHIER C, GRAHAM C, LIU Y. Financial conditions indexes for Canada[R]. Bank of Canada.
- [9] GERTLER M, BERNANKE. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations[J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(1): 14–31.
- [10] GOODHART C, HOFMANN B. Asset prices and the conduct of monetary policy[C]//Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics conference on Asset Markets and Monetary Policy, Stockholm, June. .
- [11] GRIFFIN J E, BROWN P J. Inference with normal-gamma prior distributions in regression problems[J]. *Bayesian Analysis*, 2010, 5(1): 171–188.
- [12] GUICHARD S, D TURNER. Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity[J]. *OECD Economics Department Working Papers*, 2008(9).

- [13] HAMILTON J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1989: 357–384.
- [14] HATZIUS J, HOOPER P, MISHKIN F S, 等. Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis[J]. *NBER Working Papers*, 2010.
- [15] HOLZ M. A Financial Conditions Index as indicator for monetary policy in times of low, stable inflation and high financial market volatility[J]. 2005.
- [16] JACQUIER E, POLSON N G, ROSSI P E. Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20.
- [17] JOLLIFFE I T. *Principal Component Analysis, Second Edition*[M]. .
- [18] KASTNER G, S FRÜHWIRTH-SCHNATTER. Ancillarity-sufficiency interweaving strategy (ASIS) for boosting MCMC estimation of stochastic volatility models - ScienceDirect[J]. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2014, 76: 408–423.
- [19] KOWARIK A, MERANER A, TEMPL M, et al. Seasonal Adjustment with the R Packages x12 and x12GUI[J]. *Journal of Statistical Software*, 2014, 62(2).
- [20] LACK C P. A financial conditions index for Switzerland[M]. A financial conditions index for Switzerland.
- [21] MONTAGNOLI A, NAPOLITANO O. Financial Condition Index and interest rate settings: a comparative analysis[J]. *Discussion Papers*, 2006.
- [22] PARK T, CASELLA G. The Bayesian Lasso[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2008, 103(482): 681–686.
- [23] PEETERS M. Measuring Monetary Conditions in Europe: Use and Limitations of the MCI[J]. *De Economist*, 1999, 147(2): 183–203.
- [24] PRIMICERI G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(3): 821–852.
- [25] SYLVIA FRÜHWIRTH-SCHNATTER, HELGA WAGNER. Stochastic model specification search for Gaussian and partial non-Gaussian state space models[J]. *Journal of Econometrics*, 2010.

- [26]巴曙松, 韩明睿. 基于 SVAR 模型的金融形势指数[J]. 宏观经济研究, 2011(04): 26-31+79.
- [27]邓创, 徐曼, 许志伟. 兼顾金融稳定的最优货币政策规则及其在中国的检验[J]. 经济学报, 2021, 8(03): 34-66.
- [28]刁节文, 魏星辉. 基于 FCI 将我国货币政策纳入麦卡勒姆规则的实证研究[J]. 上海金融, 2013(07): 47-53+117.
- [29]封北麟, 王贵民. 货币政策与金融形势指数 FCI: 基于 VAR 的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(11): 142-150.
- [30]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.
- [31]高华川, 张晓峒. 动态因子模型及其应用研究综述[J]. 统计研究, 2015, 32(12): 101-109.
- [32]葛奇. 金融稳定与央行货币政策目标——对“杰克逊霍尔共识”的再认识[J]. 国际金融研究, 2016(06): 3-12.
- [33]共产党员网, 国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要 (2016-2020 年) [EB/OL]. <http://www.12371.cn/special/sswgh/wen/#yi>, 2016
- [34]郭晔, 杨娇. 货币政策的指示器——FCI 的实证检验和比较[J]. 金融研究, 2012(08): 16-28.
- [35]侯笠. 基于金融状况指数的我国系统性金融风险预警研究[D]. 2016.
- [36]黄玉丹. 基于货币政策的 FCI 构建与特征分析[D]. 2016.
- [37]李欢. 基于混频模型的中国金融状况指数构建[D]. 2016.
- [38]梁雅敏. 货币状况指数研究文献综述[J]. 西南金融, 2010(06): 30-33.
- [39]刘妍琼, 许涤龙. 中国金融状况指数的构建及其时间演化特征[J]. 财经理论与实践, 2014, 35(06): 18-23.
- [40]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.
- [41]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.
- [42]苏建军, 徐璋勇. 金融发展、产业结构升级与经济增长——理论与经验研究[J]. 工业技术经济, 2014, 33(02): 139-149.

- [43]滕建州, 刘鹏.我国金融状况指数的构建及宏观经济效应分析[J]. 统计与决策, 2019, 35(19): 145–149.
- [44]王维国, 王霄凌, 关天宇.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.
- [45]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.
- [46]王玉宝. 金融形势指数(FCI)的中国实证[J]. 上海金融, 2005(08): 29–32.
- [47]肖强, 白仲林. 我国 FCI 的构建及其对宏观经济的非对称性冲击[J]. 中国经济问题, 2015(05): 27–34.
- [48]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.
- [49]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.
- [50]中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要[J]. 人民日报, 2016: 001.
- [51]周德才, 朱志亮, 刘琪, 等. 中国 FCI 构建及其对通胀的非对称性效应--基于 BDFA-VAR 模型和 MS-VAR 模型的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2017, 32(08): 47–55.

后 记

感谢导师对我的悉心教导、学校提供的学术资源、开源的科研工具使我完成了毕业论文的写作。

经过了三年的在校学习和校外实习，我的科研能力和编程能力都得到了非常大的提升，也认识了一些关系很好的朋友，也经历了一些终生难忘的经历。如果说刚入学时我给研究生生涯设定了诸多目标，那张关于学术的肯定还有很多勾没有打上，而那张关于人生的应该添加了很多条目还补上了完成的记号。

我的导师在其专业方向上的认识和探索、研究生教师负责而认真的板书推导、研究生同学们你追我赶的学习氛围，三者都使我获益良多。

尤其感谢我的姐姐和我的家人们，他们对于我的支持和付出难以言表，坚持走下去是对她们最好的回报。