

中国金融状况的波动特征 及其宏观经济效应分析*

邓 创 滕立威 徐 曼

内容摘要：本文基于时变参数向量自回归模型构建了中国的动态金融状况指数，并以此考察了中国金融状况的波动特征及其宏观经济效应。分析表明，中国金融状况的波动具有明显的周期性规律和缓慢扩张快速收缩的非对称性特征，且分别领先于通货膨胀和经济波动 11 个月和 5 个月左右；金融状况变动对通货膨胀和经济波动的冲击影响具有显著的非对称性特征，金融状况好转对通货膨胀和经济波动的促进作用要比金融状况恶化对二者产生的负面影响更为显著。近年来，中国金融状况处于松紧适度的良性区间，因而是新常态背景下经济结构转型升级和金融改革创新的重要契机。

关键词：金融状况指数 通货膨胀 经济波动 TVP-VAR 模型

中图分类号：F224.0

文献标识码：A

引 言

金融对经济是一把“双刃剑”。合理有效的金融体系可以通过促进储蓄到投资的转化以及优化市场资源配置等途径推动宏观经济的发展，然而金融发展过程中的各种不稳定因素以及金融风险的客观存在，又是阻碍经济增长、加剧经济波动的重要原因。进入 21 世纪以来，随着中国金融改革的深化和金融开放程度的提高，各种金融冲击对中国宏观经济的影响渠道日益多样化和复杂化，不仅显著地改变着宏观经济的运行规律，而且也为宏观经济调控带来了新的挑战。因此，合理评估中国的金融状况，分析其变动规律以及对宏观经济的影响机理，对于进一步判断和理解宏观经济运行态势、科学制定宏观经济调控政策和金融改革措施有着极为重要的理论和现实意义。

近年来，国内外许多学者倾向于利用利率、汇率、货币供给量以及各类资产价格构建金融状况指数（Financial Conditions Index, FCI），对包含货币市场、资本市场甚至房地产市场在内的金融系统进行综合描述，并以此作为判断一国金融状况的依据。这些研究一般都通过对各类金融变量进行加权的方式得到金融状况指数的测量结果，但在各金融变量权重的确定方面存在较大分歧。按照现有研究，确定权重所依赖的方法大致可以分为大型宏观经济模型、总需求方程缩减式以及向量自回归模型（VAR）三种。如 Dudley & Hatzius（2000）利用美联储的大型宏观经济模型，根据各金融

作者简介：邓创，经济学博士后，吉林大学数量经济研究中心副教授、博士生导师；滕立威，上海财经大学金融学院硕士研究生；徐曼，吉林大学商学院硕士研究生。

* **基金项目：**国家社科青年基金项目（项目号：11CJL012、12CJY109）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（项目号：13JJD790011）；中央高校青年学术骨干支持计划（项目号：2015FRGG09）。

变量对 GDP 的影响大小设置权重计算了美国的金融状况指数。Mayes & Viren (2001) 则根据总需求缩减式中的变量系数估计结果计算权重, 对欧洲 11 个国家的 FCI 进行了测算。Swiston (2008) 通过建立包含汇率、股票价格、贷款标准以及公司债券收益的 VAR 模型, 利用各变量对冲击的脉冲响应结果计算权重, 构建出美国金融状况指数, 并发现其领先美国宏观经济约 6-9 个月。

国内关于中国金融状况指数的测度研究主要是基于总需求方程缩减式或者 VAR 模型确定变量权重。陆军和梁静瑜 (2007) 运用总需求缩减式和超额需求缩减式两种方法估计 FCI, 发现在样本期内 FCI 对 CPI 具有很强的预测能力, 而与 GDP 增长率走势则较为吻合。王维国 (2011) 基于联立方程模型构建了中国金融状况指数, 并验证了 FCI 对通货膨胀的指示器作用。王玉宝 (2005) 基于 VAR 模型构建了包含股票价格、房地产价格、短期利率和汇率在内的 FCI, 其分析认为 FCI 可以作为制定货币政策的辅助参照指标。封北麟和王贵民 (2006) 在此基础上拓展了变量选取的范围, 加入实际货币供给量对 FCI 进行了测算, 分析表明, 包含实际货币供给量的 FCI 对通货膨胀具有更好的预测作用。王彬 (2009)、郭晔等 (2012) 也都运用 VAR 模型构建了中国的 FCI, 并就其对通货膨胀的预测力以及在制定货币政策中的指示器作用进行了检验。

比较上述研究在 FCI 测算过程中所使用的三种权重计算方式来看, 大型宏观经济模型虽然可以很好地解决变量内生性问题, 体现各变量间相互依存的复杂关系, 但模型往往过于复杂, 数据的获取和计算难度都比较大, 因而在实证研究中比较少见。而基于总需求方程缩减式的方法虽然克服了大型宏观经济模型计算困难的缺点, 但方程中能包含的金融变量数量十分有限, 难以对一国金融状况做出全面、系统的描述; 并且关于总需求方程特定形式的假设在现实中是否成立, 也有待进一步探究。相比之下, VAR 模型不仅可以纳入更多的金融变量, 而且不依赖于特定的理论假设, 计算简便, 因而在 FCI 构建中得到了最为广泛的运用。需要注意的是, 尽管上述研究大多得到了许多有关金融状况波动态势和货币政策调控效应的重要结论和有益启示, 但在 FCI 的测算上存在一个共同的不足之处——各金融变量的权重在样本期内固定不变。事实上, 随着宏观经济环境和市场结构的变化, 各金融变量在整个金融环境中的重要程度及其对宏观经济目标变量产生的冲击影响, 在不同的经济和金融发展时期必然存在显著差异, 而基于固定权重构建出来的 FCI 显然无法刻画和解析这种差异或时变特征。可见, 研制基于时变权重的动态 FCI 构建方法, 对于提高 FCI 测算结果的可靠性、正确分析金融状况的变动特征及其与宏观经济之间的关联机制是极其必要的。

事实上, 目前已有一些学者开始转向利用时变权重对 FCI 进行测算, 并取得了一定的进展。Montagnoli & Napolitano (2005) 基于总需求方程的缩减式, 建立状态空间模型, 运用卡尔曼滤波方法测算了 FCI 的时变权重, 并以此构建出美国、加拿大、欧元区和英国的动态金融状况指数。一些国内学者也借鉴这一方法进行了尝试性研究。王雪峰 (2009) 和卞志村 (2012) 等运用上述方法计算出基于时变权重的 FCI, 分析认为其可以很好地反映金融状况波动态势并包含了未来的宏观经济信息。刁节文 (2012) 在此基础上加入货币供给变量, 运用同样的方法构建了具有时变权重的 FCI。余辉和余剑 (2013) 基于时变参数状态空间模型分别估算了 1997-2009 年以及 1997-2011 年的两组金融状况指数, 结果显示货币供给量、股价、房价所占的权重相对较大。总结现有研究可以发现, 目前对于金融变量时变权重的计算, 大都基于总需求方程缩减式, 利用卡尔曼滤波估计出时变系数作为计算依据, 而运用其他方法确定时变权重的研究比较少见。近年来, 一些学者开始将时变参数向量自回归模型 (TVP-VAR) 用于分析经济中的时变问题 (Jouchi Nakajima et al., 2011), 该模型假定系数矩阵和扰动冲击的协方差矩阵均具有时变性, 不仅可以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。本文认为, 一方面时变参数向量自回归模型可以克服总需求方程缩减式包含金融变量个数较少的缺陷; 另一方面又可以根据时变脉冲响应结果对金融变量权重的时变性进行合理度量, 因而不失为构建动态金融状况指数的一种有效方法。

鉴于此,作为一项新的尝试和对现有研究的有益补充,本文拟构建包括股票价格、房地产价格、利率、汇率、货币供给量以及信贷规模等多个金融变量在内的时变参数向量自回归模型,在确定各变量时变权重的基础上计算中国的动态金融状况指数,并进一步分析金融状况变化对通货膨胀和经济波动等宏观经济目标变量的非对称影响,以期为深入理解中国宏观经济和金融环境的波动态势、提高金融改革措施和货币政策调控的有效性提供经验参考和政策启示。

一、金融变量的选择及其时变权重的计算

(一) 金融变量的选取

金融状况指数的构建与宏观经济景气一致指数等指数的构建在变量选择上的一个重要区别在于,前者不仅要综合对资产价格、利率、汇率以及货币供给量等各类金融变量的波动态势进行描述,而且要充分考虑这些金融变量与宏观经济目标变量之间的联动关系。考虑到中国宏观经济政策特别是货币政策调控的首要任务是维持物价稳定,并且金融变量对价格的传导冲击也比对产出的影响更为直接。因此,本文在金融变量的选取及其动态权重的计算方面均将该变量对通货膨胀率的影响程度作为首要考虑因素。

另外,选取的金融变量是否可以涵盖各个金融领域,也是金融状况指数测量结果能否全面、系统地反映金融环境变动态势的关键。因此,本文借鉴 Goodhart & Holfmann (2001) 的思路,并结合国内现有相关研究的做法,选取利率、汇率、货币供给、信贷规模、股票价格和房地产价格六个金融变量,以综合反映货币市场、资本市场、房地产市场以及银行体系的变动情况。

为了能对金融环境的“松紧”状态进行合理度量,本文考虑去除各金融变量的长期趋势成分,只保留其循环波动成分,以考察各金融指标短期内受宏观经济波动、金融冲击或政策干预的影响而偏离其稳定状态的程度。具体处理方式如下:

(1) 实际股价缺口 (GAP_S_t): 以上证综合指数除以 1990 年为基准的定基 CPI 得到实际股价指数,取自然对数后利用 X12 法和 HP 滤波法先后消除季节波动和实际股价指数的长期趋势,得到其循环波动成分作为实际股价缺口。

(2) 实际房价缺口 (GAP_H_t): 考虑到商品房销售价格数据样本长度的限制以及以此描述整个房地产市场的波动情况可能存在偏差,本文选取国房景气指数作为房地产市场波动的代理变量,并将 (国房景气指数-100)/100 计算为实际房价缺口。

(3) 实际利率缺口 (GAP_R_t): 以银行间 7 天同业拆借利率去除通货膨胀因素得到实际市场利率,经 X12 法季节调整,利用 HP 滤波得到循环成分作为实际利率缺口。

(4) 实际汇率缺口 (GAP_E_t): 选取人民币实际有效汇率指数作为实际汇率的代理指标,取自然对数并经 X12 法季节调整,用 HP 滤波法计算得出实际汇率缺口。

(5) 实际货币缺口 (GAP_M_t): 选取广义货币供给量 M_2 作为货币供给量的代理变量,除以定基 CPI 指数得到实际货币供给量,取自然对数后使用 X12 方法进行季节调整,最后利用 HP 滤波方法得到实际货币缺口。

(6) 实际信贷缺口 (GAP_C_t): 选取金融机构各项贷款月末数据作为信贷规模的代表,同样在消除通货膨胀因素后,取自然对数并先后经 X12 法和 HP 滤波法去除季节成分和长期趋势成分,得到循环成分,以此作为实际信贷缺口。

最后,本文中作为宏观经济目标变量的通货膨胀率 ($Inflation_t$),采用城镇居民消费价格指数的同比数据计算得到。上述指标计算过程中所采用的月度原始数据均来源于中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn>) 和 IMF 官方网站 (<https://www.imf.org>),样本范围为 1996 年 1 月至 2015 年 6 月。计算得到的各金融变量缺口如图 1 所示。

从图1可以发现,对各金融变量进行退势处理后,实际股价缺口序列和其他缺口序列在量纲上存在明显差异,为此本文在计算FCI时进一步对上述缺口序列进行了标准化处理,在不改变序列波动形态的同时,避免FCI的计算结果可能过分依赖某一市场变化形态的情况发生。从各缺口序列的波动情况来看,各金融变量均出现明显的阶段性甚至周期性波动,但波动形态存在较大差异,显然用单一的金融变量难以反映整个金融环境的变化,并且随着时间的推移,该金融变量对宏观经济目标变量的影响或者在金融

体系中的重要程度也可能发生显著变化。因此,综合对各个金融领域的考察,构建包括上述实际股价缺口、实际房价缺口、实际利率缺口、实际汇率缺口、实际货币缺口和实际信贷缺口在内的中国动态金融状况指数,将有助于对中国金融环境的波动态势和状态变迁过程进行全面、合理的评估和分析。

(二) 时变权重的计算

与包括 Goodhart & Hofmann (2001) 这一开创性研究在内的大多数研究类似,本文对于动态金融状况指数 (FCI_t) 的计算方法如下:

$$FCI_t = \sum_{i=1}^n w_{it} X_{it} \quad (1)$$

$$w_{it} = |z_{it}| / \sum_{i=1}^n |z_{it}|, t=1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中, X_{it} 和 w_{it} 分别表示第 i 个金融变量缺口序列及其在 FCI_t 中所占的权重, z_{it} 为通货膨胀率对变量 i 的单位乔勒斯基 (Cholesky) 新息冲击在 30 个月内的累积脉冲响应。与其他研究的不同之处在于,本文中的变量权重 w_{it} 以及累积脉冲响应值 z_{it} 均具有时变性。

为得到上述变量的时变权重,本文在技术上选用时变参数向量自回归模型,模型为:

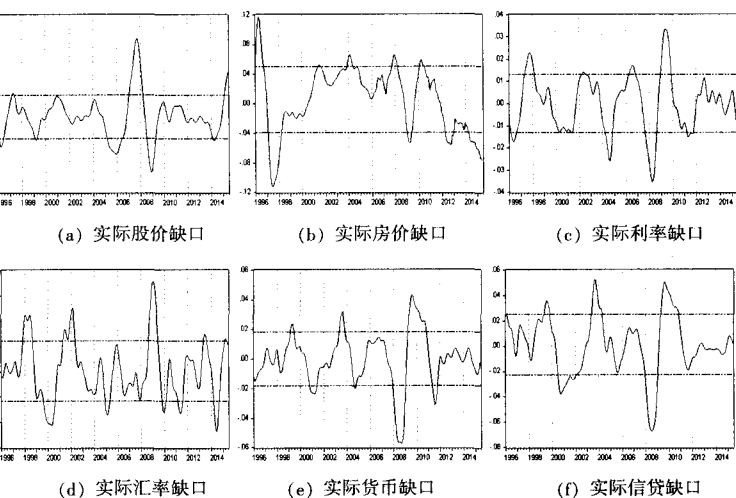
$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t-i}, t=s+1, \dots, n, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (3)$$

其中, Y_t 为包含各金融变量缺口和通货膨胀在内的列向量, X_t 是由各变量滞后项以及截距项所组成的变量矩阵, s 为自回归阶数。该模型在传统向量自回归模型的基础上,假定系数向量 β_t 、下三角矩阵 A_t 和协方差矩阵 Σ_t 均是时变的,因而可以有效捕捉系统结构的时变特征,合理刻画变量之间的非线性关系。进一步地,为减少待估参数的个数,将下三角矩阵 A_t 中非 0 和 1 的元素堆叠为列向量 $\alpha_t = (a_{21,t}, a_{31,t}, a_{32,t}, a_{41,t}, \dots, a_{k,k-1,t})$ 并假定各时变参数服从如下的随机游过程:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + \mu_{\beta t} \\ \alpha_{t+1} &= \alpha_t + \mu_{\alpha t} \\ h_{t+1} &= h_t + \mu_{h t} \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right), t=s+1, \dots, n \quad (4)$$

其中, $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})$, $h_i = \log \sigma_{ii}^2$, $i=1, \dots, k$, 并假设 $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $\alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\alpha_0})$, $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$, 各参数扰动项的协方差矩阵 Σ_{α} 、 Σ_{β} 和 Σ_h 均为对角矩阵。

对于上述包含通货膨胀率、实际股价缺口、实际房价缺口、实际利率缺口、实际汇率缺口、实



注:虚线为正负 1 倍标准差。

图1 各金融变量的缺口序列

际货币缺口和实际信贷缺口在内的 TVP-VAR 模型,^①本文使用 MATLAB7.0 软件运用蒙特卡洛方法(MCMC)进行了贝叶斯推断,并基于时变脉冲响应函数模拟出每个时点下通货膨胀率对各金融变量单位乔勒斯基新息冲击的响应动态,代入公式(2)即可得到各金融变量的时变权重,如图2所示。

由图2可知,各变量在不同时期的权重具有显著差异,表明各个金融变量对通货膨胀的冲击程度具有明显的时变特征。

总的来看,在各变量的动态权重中,实际房价缺口、实际股价缺口和实际货币缺口的平均权重较大,而实际汇率缺口和实际利率缺口所占的权重相对较小,实际信贷缺口的权重近年来呈明显上升趋势。比较各变量权重的变动情况,实际股价缺口、实际房价缺口的权重在1996年、1998年、2000-2001年、2003-2005年、2008年相对较大,而其他变量特别是实际货币缺口和实际信贷缺口在1997-1998年、2001-2002年、2005-2007年、2009年、2012-2014年期间的权重明显增加。权重越大,意味着该金融变量影响通货膨胀率进而影响实体经济的程度越大。由此可见,包括房地产市场在内的资本市场与受货币政策直接干预的货币市场对通货膨胀乃至宏观经济的影响程度,在时间上存在交替现象。这一现象不仅与中国金融市场的运行实际以及各类金融改革措施的阶段性推出有关,而且与宏观经济反周期调控政策的周期性调整有密切联系。可见,在金融状况指数的构建过程中,将金融市场改革和宏观经济调控政策对金融状况的非线性影响考虑在内,采用时变权重对各金融变量进行加权处理是极其必要的。

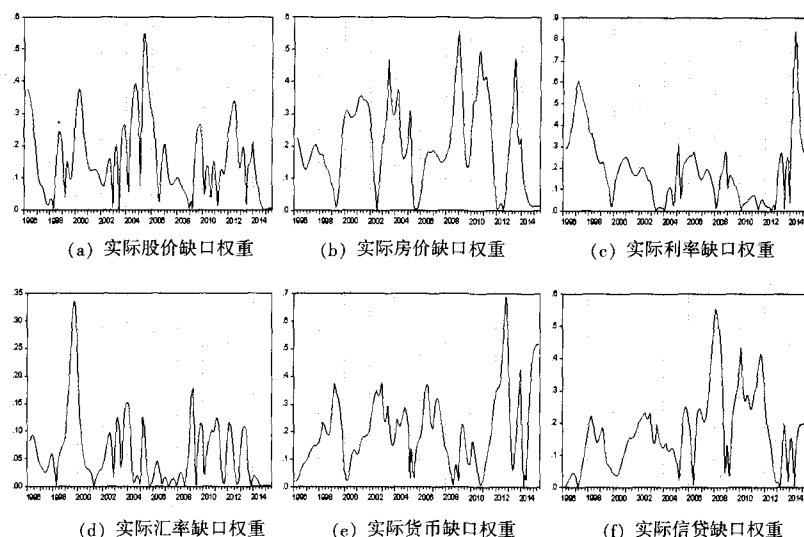


图2 各金融变量的时变权重

二、中国金融状况的变动特征

(一) 中国金融状况的波动态势

将前文描述的金融变量缺口序列及其时变权重代入如下公式即可得动态金融状况指数的测量结果:

$$FCI_t = w_{1t}GAP_H_t + w_{2t}GAP_S_t + w_{3t}(-GAP_R_t) + w_{4t}GAP_E_t + w_{5t}GAP_M_t + w_{6t}GAP_C_t \quad (5)$$

由于实际利率缺口为正(负)时,反映的是货币政策紧缩(宽松)状态;而动态金融状况指数为正(负)时,表明金融环境处于宽松(紧缩)状态。为此我们在上式中对实际利率缺口进行取相反数处理,得到如图3所示的中国动态金融状况指数的计算结果。图中 FCI 越大,意味着金融状况越宽松;FCI 下降,意味着金融状况趋紧。反之则相反。

从图3可以看到,从1996年年底开始,受国内有效需要不足和亚洲金融风暴的影响,中国金

^①由于所有缺口序列均为原始序列进行退势处理后的标准化序列,ADF 单位根检验结果表明各缺口序列和通货膨胀率均为平稳序列,且 VAR 系统下 Granger 因果检验结果亦表明各缺口序列几乎均为引起通货膨胀率变动的 Granger 原因,这不仅表明样本数据满足具有时变参数的 VAR 系统的建模要求,同时也意味着利用股价、房价等六个金融指标综合反映金融状况在统计意义上是合理的。为减少待估参数,我们参照相应的 VAR 模型中滞后结构的判断准则,将 TVPVAR 模型的滞后阶数确定为 2 阶。为节省篇幅,本文中略去了 ADF 检验、Granger 因果关系等数据检验过程。

融状况持续恶化,为刺激需求和缓解通货紧缩压力,中国实施了一系列扩张性调控政策和金融改革措施,实际货币缺口和实际信贷缺口明显增加,FCI逐步回升。从1999年下半年开始,随着扩张性货币政策和财政政策的淡出,FCI有所下降。2000年年初,中国走出GDP连续7年减速的困境,进入新一轮的经济发展周期,居民消费意愿显著增强,银行机构存贷款数额持续增加,实际信贷缺口上升,FCI明显上升。而随着金融开放程度的不断提高,中国面临的金融风险也越来越大。从2001年下半年一直到2003年股权分置之前,股票市场持续低迷,企业融资困难,金融状况趋紧。从2003年开始,银行信贷过度投放,中国出现了经济局部过热、物价上升的趋势,导致金融环境异常宽松,金融系统出现严重隐患,为此中国出台了以控制投资过热为主要目标的各项宏观调控措施。随着2004年宏观调控力度的再次加大,货币供给增速逐步降低,金融状况趋紧并持续到2005年年底。2005年下半年,货币供给增速再次提高,信贷规模扩大,FCI开始回升。2006-2007年股价的大幅攀升、房地产市场的过热使得金融状况越发宽松。美国次贷危机爆发后,中国股市泡沫迅速破灭,金融状况于2008年急剧恶化。为防止危机进一步蔓延,中国对宏观经济进行了重大调整,并推出了包括4万亿元投资计划在内的一系列扩张性调控政策,2009年FCI开始快速回升。随着经济的逐渐复苏,宏观调控也从“积极”回归“稳健”,2011年FCI明显下降。2012年以来,中国金融改革进入深水区,FCI回归到均值附近的良性区间小幅波动。可见,本文得到的动态金融状况指数可以很好地描述中国金融环境的变化。

(二) 中国金融状况的波动特征与状态变迁

由于本文对各金融变量缺口序列进行了标准化处理,因而加权得到的FCI只能依据其正负确定紧缩或宽松状态,并不能判断金融状况是否处于合理的适度区间。为了能对样本期间内中国金融状况进行合理的评价,并分析影响其变动的决定因素,本文进一步利用Hamilton(1989)提出的马尔科夫区制转移模型,将动态金融状况指数的测算结果划分为低、中、高三个区制,分别对中国金融的过度紧缩、松紧适度 and 过度宽松状态进行界定。具体地,通过将自回归结构引入马尔科夫区制转移模型,可建立如下形式的单变量序列生成过程:

$$FCI_t - \mu(S_t) = \sum_{k=1}^n \alpha_{k,S_t} [FCI_{t-k} - \mu(S_{t-k})] + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

其中, $\mu(S_t)$ 表示序列 FCI_t 在区制 S_t 下的平均水平, 状态变量 $S_t=1, 2, 3$ 分别表示低、中、高三种区制状态, 并假定 S_t 从 $t-1$ 期 i 区制转移到 t 期 j 区制的转移概率 $p_{ij} = \Pr(S_t=j|S_{t-1}=i)$ 满足离散取值的一阶马尔科夫过程, FCI_t 处于 i 区制的期望持续期为 $1/(1-p_{ii})$ 。根据FCI的自相关检验结果, 本文将上述马尔科夫区制转移模型的滞后阶数设定为6阶, 利用OX软件计算得到各样本时期FCI处于低、中、高三种区制的平滑概率结果, 如图4所示(图中从上至下依次为低、中、高区制所对应的平滑概率)。

从图4各区制平滑概率的变动情况可知, 1996年以来中国金融状况在不同区制之间存在周期性的交替现象, 并且在每种区制下都表现出较高的稳定性。从三种区制状

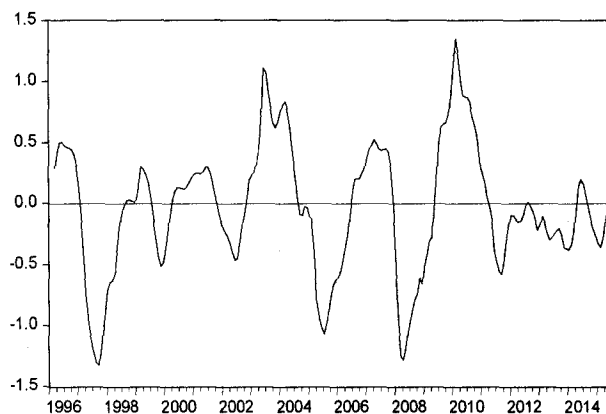


图3 中国动态金融状况指数

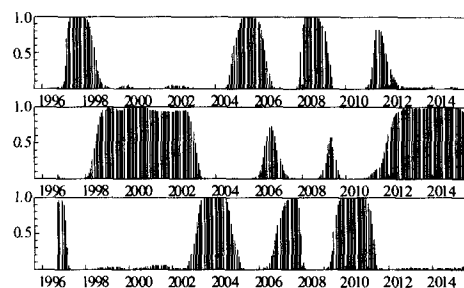


图4 FCI三区制划分平滑概率图

态的持续概率 $p_{11}=0.9274$ 、 $p_{22}=0.9710$ 、 $p_{33}=0.9326$ ，可计算出中国金融状况处于过度紧缩、松紧适度或过度宽松三种状态的平均持续期分别为 13.77、34.48 和 14.84 个月，可见中国金融状况具有较强的惰性，即一旦进入某种状态就难以改变。一般情况下，当某一时期的平滑概率值大于 0.5 即可判定金融状况在该时期处于对应的区制状态，因此结合图 4 中的平滑概率可以得到样本期间内中国金融状况波动的区制划分结果（见表 1）。

观察中国金融状况在三种状态之间的变迁过程可以发现，中国金融经历了四次“过度宽松—过度紧缩—松紧适度”的完整转变过程。每一次金融状况的恶化，均从过度宽松状态直接转变为过度紧缩状态；而金融状况从过度紧缩向过度宽松的转变，往往要经历一段较长的适度区间。由此可见，中国金融状况具有缓慢扩张、快速收缩的非对称性特征。

进一步地，我们在图 5 用阴影标注出四个松紧适度的金融发展时期，并从这些时期 FCI 的取值范围确定出中国金融状况指数变化的适度区间为 $(-0.5112, 0.3038)$ ，如图 5 虚线所示。从图 5 可以直观地看到，金融状况的适度区间均发生在 FCI 的上行过程中，并且样本期间内中国金融存在两个较长时期的松紧适度区间：1998 年 5 月至 2003 年 1 月以及 2011 年 12 月至 2015 年 6 月。结合中国宏观经济和金融的发展历程可知，这两个时期均发生在影响深远的金融危机之后，无论是应对亚洲金融风暴还是全球性金融危机，中国政府都采取了一系列有效的扩张政策，使得原本恶化的金融状况及时好转。另外，这两个时期也都恰恰是中国金融改革的关键时期，各种金融改革举措集中推出。1998–2001 年期间中国在金融市场的拓展、银行商业化改革、中国人民银行机构改革以及农村金融改革和金融对外开放等方面都取得了突破性进展，金融体制的市场化框架初步形成；从 2012 年开始，中国经济步入新常态，在经济转型的大背景下，利率、汇率改革以及各种金融创新产品和服务不断推出，银行业调整和资本市场监管等方面也做出了系列重大调整，金融市场化改革的步伐明显加快。可见，金融状况处于松紧适度的良性发展区间，一方面是宏观经济调控政策和金融改革措施综合作用的结果，另一方面也为进一步深化金融体制改革、促进国民经济健康持续发展营造了良好的金融环境。

表 1 中国金融状况的区制划分结果

高区间	低区间	适度区间
1996:09–1997:01	1997:02–1998:05	1998:05–2003:01
2003:02–2004:09	2004:10–2006:04	2006:05–2006:10
2006:11–2007:11	2007:12–2009:03	2009:04–2009:05
2009:06–2011:03	2011:04–2011:11	2011:12–2015:06

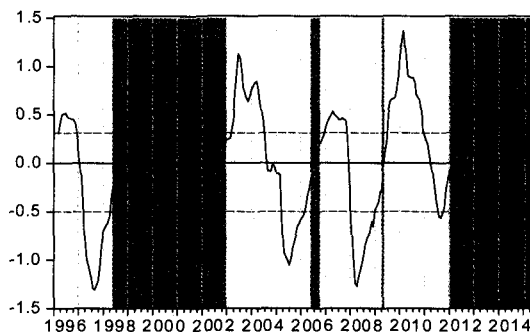


图 5 中国金融状况的适度区间

三、中国金融状况变动的宏观经济效应分析

接下来，本文将基于动态金融状况指数的测量结果，分析中国金融状况与经济波动、通货膨胀等宏观经济目标变量之间的关系，在进一步检验 FCI 对宏观经济目标变量预测能力的基础上，考察金融状况变动对宏观经济的冲击影响，以期为提高宏观经济政策的调控效果、实现宏观经济和金融环境的双重稳定提供有用的经验依据和政策启示。

（一）中国金融状况与通货膨胀、产出缺口的关系

理论上，金融是宏观经济的“晴雨表”，一国的金融状况可以帮助预测宏观经济的未来走向，为宏观经济调控政策的制定提供重要参考。为了检验本文所测量的 FCI 是否具有对宏观经济的预测能力，我们首先在图 6 中描绘了 FCI 和通货膨胀、产出缺口的变动情况，其中产出缺口数据参照邓创等（2012）的方法使用多变量状态空间模型估计所得，并采用二次插值法将季度产出缺口转化为

月度数据。^①

从图6可以看出,中国金融状况与产出缺口和通货膨胀的波动形态十分相似,特别是进入21世纪以来,金融状况明显先行于宏观经济目标变量的变动。例如,FCI于2003年6月上升至极大值点,而产出缺口和通货膨胀率分别于2003年12月和2004年8月才达到极大值点;受美国次贷危机和国内资本市场泡沫破灭的影响,中国金融状况于2007年年末开始急剧恶化,而产出缺口和通货膨胀率分别于2007年11月和2008年4月才开始大幅下滑;在一系列扩张性调控政策的刺激下,中国金融状况于2008年下半年开始好转,而产出缺口和通货膨胀率分别于2009年1月和7月才从谷底逐渐回升。可见,本文测量的动态金融状况指数与宏观经济目标变量之间存在密切相关,不仅含有大量的宏观经济信息,而且可以作为判断宏观经济波动态势和通货膨胀未来走势的重要指示器。

为进一步检验和分析FCI与宏观经济目标变量之间的关联特征,本文依次考察了FCI与通货膨胀率、产出缺口之间的时差相关系数和Granger因果关系,检验结果如图7和表2所示。从因果关系的检验结果来看,从滞后1期到滞后12期内,“FCI不是通货膨胀和产出缺口的Granger原因”的原假设在5%的显著性水平下几乎全部被拒绝;而反过来,“通货膨胀和产出缺口不是FCI的Granger原因”的原假设在10%的显著性水平下几乎全部被接受。表明中国金融状况与宏观经济之间的影响关系是单向的,金融状况的变化是引起经济波动和通货膨胀变动的重要原因。

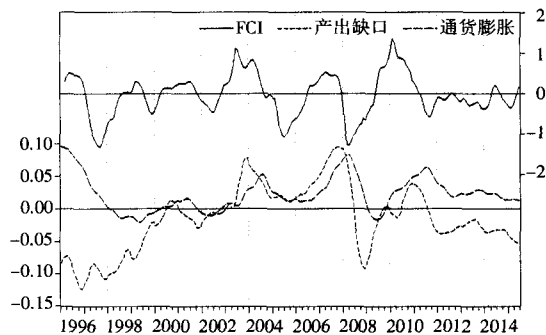


图6 FCI与通货膨胀、产出缺口

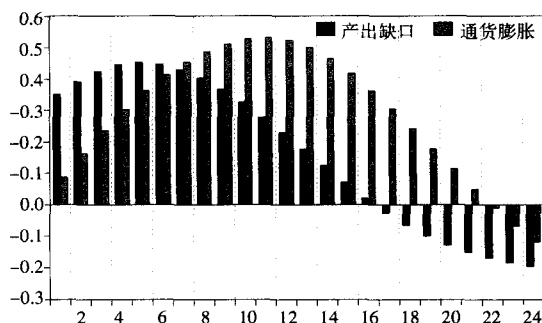


图7 FCI与通货膨胀、产出缺口的时差相关性

表2 FCI与通货膨胀、产出缺口的Granger因果检验结果

原假设	P值 (滞后阶数)			
FCI不是通货膨胀的Granger原因	0.0000 (1)	0.0003 (2)	0.0000 (3)	0.0001 (4)
	0.0015 (5)	0.0007 (6)	0.0025 (7)	0.0015 (8)
	0.0038 (9)	0.0017 (10)	0.0035 (11)	0.0127 (12)
FCI不是产出缺口的Granger原因	0.0000 (1)	0.0008 (2)	0.0015 (3)	0.0026 (4)
	0.0011 (5)	0.0026 (6)	0.0000 (7)	0.0024 (8)
	0.0051 (9)	0.0076 (10)	0.0104 (11)	0.0136 (12)
通货膨胀不是FCI的Granger原因	0.0000 (1)	0.3040 (2)	0.1955 (3)	0.2010 (4)
	0.0171 (5)	0.3650 (6)	0.3662 (7)	0.3176 (8)
	0.4718 (9)	0.5090 (10)	0.4914 (11)	0.4547 (12)
产出缺口不是FCI的Granger原因	0.0000 (1)	0.8807 (2)	0.4729 (3)	0.1626 (4)
	0.1545 (5)	0.1797 (6)	0.1948 (7)	0.3565 (8)
	0.5092 (9)	0.6852 (10)	0.8016 (11)	0.8353 (12)

^①邓创等(2012)研究表明,基于多变量状态空间模型估计得到的产出缺口与国家统计局定期公布的宏观经济景气一致指数具有极为相似的变化趋势,可以作为衡量经济波动的有用指标。笔者利用这一方法测算得到了产出缺口的季度测量结果,并转化为月度数据后,计算出其与宏观经济景气一致指数的同期相关系数高达0.7839,因而本文仍然采用该方法计算的产出缺口作为经济波动的代理变量。

而 FCI 与产出缺口和通货膨胀率之间时差相关系数的计算结果 (见图 7), 也进一步证实 FCI 与通货膨胀、产出缺口的未来值之间存在显著的正相关关系。其中, FCI 与 11 个月后的通货膨胀率相关性最强, 时差相关系数达到最大值 0.5296; 而 FCI 与 5 个月后产出缺口的相关性最强, 时差相关系数达到最大值 0.4505。由此可以判断 FCI 分别先行于宏观经济波动和通货膨胀率约 5 个月和 11 个月, 可见本文构建的动态金融状况指数对于宏观经济目标变量具有很强的预测能力。

(二) 中国金融状况变动对通货膨胀和经济波动的非对称影响

本节将基于向量自回归模型, 考察通货膨胀和产出缺口对于金融冲击的响应动态, 进一步分析金融状况变动对宏观经济波动的影响特征。为区分不同金融状况下金融冲击对宏观经济的影响, 我们将前文测量的动态金融状况指数拆分为 $FCI_t^+ = \max(FCI_t, 0)$ 和 $FCI_t^- = -\min(FCI_t, 0)$ 两个序列, 分别描述金融状况的宽松程度和紧缩程度, FCI_t^+ (FCI_t^-) 值越大表示金融状况越宽松 (紧缩)。在此基础上构建由 FCI_t^+ 、 FCI_t^- 、通货膨胀和产出缺口组成的四变量 VAR 模型 (模型滞后阶数依据 AIC 准则判定为 8 阶), 并通过脉冲响应函数分别模拟出金融状况正向冲击和负向冲击对通货膨胀和产出缺口的非对称影响 (见图 8、图 9)。

从图 8 和图 9 可以看出, 在金融状况发生变化的初期, 正向金融冲击将引起通货膨胀和经济波动的上升, 而负向金融冲击则引起通货膨胀和经济波动减小。无论是对通货膨胀还是对经济波动来说, 正向金融冲击所产生的影响要明显大于负向金融冲击所产生的影响, 但相比之下, 负向金融冲击达到极大影响的时间更短, 而正向金融冲击的影响则存在更长的持续期。这充分体现出中国金融状况变动对通货膨胀和经济波动的影响具有非对称性, 金融状况好转对通货膨胀和经济波动的促进作用要比金融状况恶化时对二者的抑制效应更为显著。另外, 对比图 8 和图 9 还可发现, 同样一个单位的金融冲击, 对通货膨胀的正向冲击要大于对产出缺口的正向冲击, 对通货膨胀的负向冲击要小于对产出缺口的负向冲击, 可见, 金融状况好转的价格效应强于其产出效应, 而金融状况恶化的产出效应大于其价格效应。

由于动态金融状况指数实际上是各金融变量循环成分的加权平均结果, 这些金融变量既含有股票价格和房地产价格等资产价格, 又涉及利率、货币供给和信贷规模等货币政策中介目标, 因此金融状况变动对宏观经济目标变量的冲击影响既可能来自于金融市场中资产价格波动或者货币政策干预的影响, 也可能是两者共同影响的结果。在实证检验中, 如果将二者割离开来单独分析资产价格波动或者货币政策调控的宏观经济效应, 可能会存在高估甚至“张冠李戴”的现象。而本文基于动态金融状况指数, 考察整个样本期间内宏观经济目标变量对金融状况变动冲击的总体响应情况, 不仅可以合理评价金融状况变动的宏观经济效应, 而且有助于提高货币政策调控的前瞻性, 在增强其宏观经济调控效果的同时兼顾对资产价格波动的调控。

事实上, 已有越来越多的学者指出, 宏观经济调控政策特别是货币政策的制定应该密切关注资产价格的波动, 以防止系统性风险的发生 (Allen & Rogoff, 2010; Bernanke, 2013; 陈继勇等,

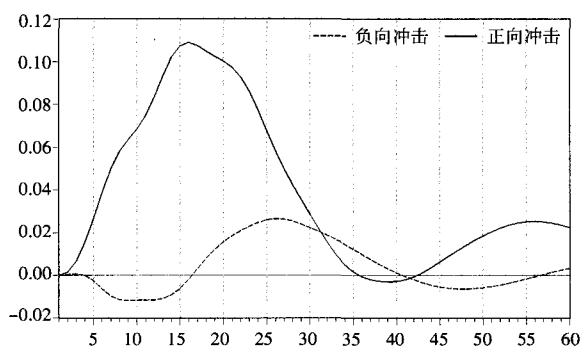


图 8 金融冲击对通货膨胀的影响动态

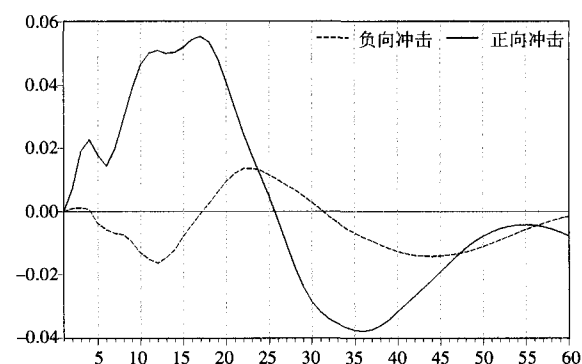


图 9 金融冲击对产出缺口的影响动态

2013)。其主要理由是,自20世纪80年代以来,资产价格膨胀往往发生在物价、产出都较为稳定的宏观环境中。特别是在最近一次金融危机中,每个深受其影响的国家几乎都成功地控制了通货膨胀,但以股票和房地产为代表的资产价格却表现出剧烈波动,继而导致实体经济出现下滑并陷入衰退。可见,物价稳定并不意味着宏观经济和金融环境的必然稳定,仅仅盯住通货膨胀而忽视资产价格波动的影响,货币政策在目标可控性和调控有效性方面都将大打折扣。

本文也认为,随着中国金融体系的不断健全和市场化程度的不断提高,经济中名义活性显著增强,虚拟经济与实体经济的关联也日益密切和复杂化,宏观经济调控政策的有效性将不可避免地受资产价格波动等各种金融冲击的干扰,政策目标的多元化以及多重工具的组合运用将成为货币政策的必然趋势。综合前文中的分析可知,基于时变权重计算出的动态金融状况指数一方面可以合理度量金融环境的松紧程度,并且与宏观经济目标变量之间存在较为稳定的先行关系,可以充当宏观经济波动的重要指示器;另一方面作为对资产价格波动和货币政策操作两方面金融冲击的综合反映,其变动对通货膨胀和经济波动存在显著的传导效应和非对称性特征。在宏观经济调控过程中,密切关注甚至盯住金融状况的变化,不仅有助于提高政策的前瞻性,而且可以依据其宏观经济效应的非对称性特征,结合不同时期引起金融状况变动的主要原因,制定差异化的货币政策和金融监管措施,提高宏观经济调控的科学性和有效性,因而不失为兼顾宏观经济发展和金融环境稳定的一种有效方案。

四、结 论

本文选取股票价格、房地产价格、汇率、利率、货币供给、信贷规模六个金融指标,利用时变参数向量自回归模型确定其时变权重,合成了中国的动态金融状况指数,并在此基础上考察了中国金融状况的波动特征及其宏观经济效应的非对称性特征。

分析结果表明,本文对动态金融状况指数的测量结果很好地反映了中国金融状况的波动态势,1996年以来,中国金融状况的波动呈现出明显的周期性规律和缓慢扩张、快速收缩的非对称性特征。从动态金融状况指数与宏观经济目标变量的关系来看,金融状况变动不仅是导致产出缺口和通货膨胀变动的重要原因,而且,先行于宏观经济波动和通货膨胀率约5个月和11个月,因而对于宏观经济目标变量特别是通货膨胀而言具有很强的预测能力。可见,有效监测金融状况的波动态势,不仅有助于进一步深化金融改革、发挥金融体系作为宏观经济“晴雨表”的功能,而且可以在宏观经济政策特别是货币政策制定的过程中,选择性地运用不同的货币政策工具和金融监管措施,以提高政策调控的前瞻性和有效性,实现宏观经济和金融环境的双重稳定。

通过对金融状况变动的宏观经济效应非对称性特征的检验发现,金融状况好转对通货膨胀和经济波动的促进作用要比金融状况恶化时对二者的抑制效应更为显著,并且金融状况好转的价格效应强于产出效应,金融状况恶化的产出效应强于价格效应。这意味着金融状况处于良性区间是履行金融体系对实体经济的服务支持功能、实现宏观经济平稳健康发展的有效途径和重要保障,无论是金融状况过于宽松时带来的通货膨胀压力还是金融状况趋紧所带来的实体经济下行压力,都需要我们高度警惕。根据本文的测量结果,2012年以来中国金融状况一直处于松紧适度的良性区间,这一方面表明近年来金融体系建设和监管取得了很好的成效,另一方面也说明当前的金融环境可以为新常态背景下经济结构的升级转型和金融改革创新提供良好的支持和保障,是继续深入推进利率市场化和人民币国际化进程,进一步完善银行业和资本市场监管体系等金融改革举措的重要契机。

(责任编辑 李 楠)

参考文献:

- [1] 卞志村, 孙慧智, 曹媛媛. 金融形势指数与货币政策反应函数在中国的实证检验[J]. 金融研究, 2012 (8): 44-55
- [2] 陈继勇, 袁威, 肖卫国. 流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析[J]. 经济研究, 2013 (11): 43-55
- [3] 邓创, 吴泰岳, 石柱鲜. 我国潜在产出、自然利率与均衡汇率的联合估计及其应用[J]. 数理统计与管理, 2012 (3): 398-408
- [4] 刁节文, 章虎. 基于金融形势指数对我国货币政策效果非线性的实证研究[J]. 金融研究, 2012 (4): 32-44
- [5] 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
- [6] 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 (8): 16-28
- [7] 陆军, 梁静瑜. 中国金融状况指数的构建[J]. 世界经济, 2007 (4): 13-24
- [8] 王彬. 金融形势指数与货币政策——基于中国数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 2009 (4): 20-27
- [9] 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 (12): 115-131
- [10] 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 (11): 95-101
- [11] 王玉宝. 金融形势指数 (FCI) 的中国实证[J]. 上海金融, 2005 (8): 29-32
- [12] 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 (4): 85-98
- [13] Allen F. and Rogoff K. Asset Prices, Financial Stability and Monetary Policy[C]. Swedish Riksbank Workshop on “Housing Markets, Monetary Policy and Financial Stability”, 2010 (12)
- [14] Bernanke B. Monetary Policy Since the Onset of the Crisis[J]. Financial Market Research, 2013 (1): 56-63
- [15] Dudley W. and Hatzius J. The Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime[R]. Global Economics Paper, 2000, No. 44
- [16] Goodhart C. and Hofmann B. Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy[C]. Paper Prepared for the Conference on “Asset Price, Exchange Rates, and Monetary Policy”, Stanford University, 2001
- [17] Hamilton J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle[J]. Journal of the Econometric Society, 1989 (2): 357-384
- [18] Jouchi Nakajima and Toshiaki Watanabe. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy[J]. Japanese Int. Economies, 2011 (3): 225-245
- [19] Mayes D.G. and Viren M. Financial Conditions Indexes[R]. Bank of Finland Discussion Paper, 2001, No. 17
- [20] Montagnoli A. and Napolitano O. Financial Condition Index and Interest Rate Settings: A Comparative Analysis[R]. University of Naples Working Paper, 2005, No. 8
- [21] Swiston A. A US Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due[R]. IMF Working Paper, 2008, No.161

Abstract: This paper constructs China's dynamic financial conditions index based on the time-varying parameter vector autoregressive model, in order to inspect its fluctuation characteristics and predictive ability on macroeconomic variables. The results show that the FCI fluctuates cyclically and has the asymmetric characteristic with long-term expansion and short-term contraction, which fluctuates prior to inflation for about eleven months and prior to economic fluctuation for about five months. Through further analysis of FCI's effect on macroeconomic variables, we conclude that there are significant asymmetry characteristic in FCI's effect on inflation and economic fluctuation. The promoting effect of financial improvement on inflation and economic fluctuation is more obvious than the negative effect of financial deterioration. In recent years, China's financial situation is located in the moderate range, which is a good opportunity for economic structure upgrading and transformation as well as the financial reform and innovation under the background of new normal economy.

Keywords: Financial Conditions Index; Inflation; Economic Fluctuation; TVP-VAR Model