

新形势下中国金融条件的测度与分析*

费兆奇 殷剑峰 刘 康

〔摘 要〕本文采用利率、汇率、股价、房价、信贷和国际油价缺口构建了新形势下我国的金融条件指数(FCI),并考察了 FCI 对我国宏观经济变量的预测能力。在确定 FCI 各变量权重时,我们基于联立结构模型,明确设定所有金融变量通过总需求进而影响通货膨胀,同时允许国际油价直接对通货膨胀产生影响。实证结果表明,在样本期内 FCI 对通货膨胀和 GDP 增长率具有较强的预测能力,说明 FCI 可以作为中国货币政策的重要参考指标。

关键词:金融条件指数 货币政策

JEL 分类号:E31 E52

一、引言

为了综合反映未来的通货膨胀压力,度量货币政策条件的松紧状况,加拿大银行在 20 世纪 90 年代初开始致力于货币条件指数(Monetary Conditions Index, MCI)的构建,把短期实际利率和实际汇率作为衡量货币政策的指标,并由它们的加权平均值构成这一指数。之后, MCI 逐渐受到各国央行(新西兰、瑞典、挪威)、国际组织(IMF、OECD)和大型商业机构(如高盛集团)的广泛关注。不过近年来,各国货币政策的内、外部环境都出现了新的变化,以股票、房地产为代表的非货币性资产价格大幅波动所引起的经济、金融体系的不稳定问题日渐突出。从 20 世纪日本的房地产泡沫,到 1997 年的亚洲金融危机,再到始于 2008 年的美国次贷危机,均对全球的实体经济造成了深远的影响。为此,“资产价格波动对通货膨胀和实体经济的影响”成为了理论界和业界关注的焦点问题,更有研究认为货币政策应对资产价格的异常波动做出相应调整。在此背景下,涵盖非货币性资产(例如股票和房地产)的金融条件指数(Financial Conditions Index, FCI)在 2000 年首次被提出(Goodhart and Hofmann, 2000),旨在更全面地反映未来通货膨胀的压力。

金融条件指数也为我国的货币政策操作拓展了新的思路。在此方面,有三个因素需要加以考虑。首先,近十年来,我国的非货币性资产市场发展迅速,例如,2007 年我国股票市场市值曾一度超过当年 GDP 总量,与之相对应的是居民储蓄大幅向股市转移的现象。而房地产行业增加值在近年已占据 GDP 总量 5%以上的水平,按现值计算这一数据在 2011 年底已达到 5.65%。因此,应该特别重视非货币性资产(主要指股票和房地产)对我国通货膨胀和货币政策实施效果的影响。其次,在我国资本账户逐步开放的趋势之下,国际因素对我国资产价格波动和央行货币政策的影响越来越大。例如,美联储量化宽松政策背景下的美元贬值极易造成各国同时面临输入型通胀和本国汇率升值引起的出口竞争力下降的问题。为此,如何在 FCI 中充分考虑国际因素的影响显得至

* 费兆奇,中国社会科学院金融研究所,特华博士后科研工作站,助理研究员,经济学博士;殷剑峰,中国社会科学院金融研究所,研究员,博士生导师,经济学博士;刘康,中国社会科学院金融研究所博士后流动站,中国工商银行博士后工作站,经济学博士。本文系中国人民银行第三批招标研究课题“新形势下中国货币条件的测度与衡量研究”、国家社科基金重大项目“利率市场化改革与利率调控政策研究”(12&ZD086)的阶段性成果。

关重要。第三,我国的信贷规模在 2008 年以后极度膨胀,对我国的经济和金融发展造成了深远的影响。信贷在我国宏观调控中具有举足轻重的作用。虽然早在 1998 年我国就改革了货币调控机制,但事实上,信贷在宏观调控中的地位和作用并没有因此而削弱,信贷总量仍是央行进行货币调控的重要中介目标。信贷总量的变化也在一定程度上为中央银行的货币政策操作提供了反馈信息,货币政策操作的方向和力度不仅取决于通胀、GDP 增长之类的真实变量,也还取决于商业银行的信贷行为与总量的变化。为此,在构建中国 FCI 指数时,需要充分考虑信贷规模的变化。

鉴于此,本文除了考虑利率和汇率两个变量之外,还将股价、房价、信贷和国际油价纳入到 MCI 指数之中,形成了金融条件指数(FCI)。并通过联立结构模型明确设定了各变量对通货膨胀(CPI)的影响途径。最后,我们从实证上检验了 FCI 能否替代 CPI 作为我国货币政策的指示器,旨在进一步提高我国货币政策的有效性。

二、文献综述

货币条件指数(MCI)由 Freedman(1994)提出,他认为如果货币政策当局同时根据利率和汇率来衡量其货币政策状态,能比单独使用其中一种提供更大的信息量。Duguay(1994)认为由于开放经济中国内外资产具有较强的替代性,国内外利差导致利率与汇率的联系增大,因此货币政策当局应通过影响短期利率和汇率的行为,从而最终影响到总需求和通货膨胀率。在此基础上,Batini and Turnbull(2002)通过构建英国的货币条件指数(MCI),发现 MCI 与产出、通胀确实具有较强的相关关系,可以作为预测货币政策效果的一个先导指数。

然而,随着现代金融与宏观经济联系的日渐紧密,资产价格的剧烈波动正在成为新的宏观经济波动的主要原因。尽管学术界对于货币政策是否应该对资产价格波动做出相应调整尚存争议,但资产价格与经济增长和通货膨胀之间的关系已被多数研究所证实。在这样的背景下,Goodhart and Hofmann(2000)提出了金融条件指数(Financial Conditions Indexes, FCI)。FCI 考虑到非货币性资产价格对产出和通胀的影响,在利率和汇率构成的 MCI 的基础上,加入了资产价格变量(例如房地产价格和股票价格等)。随后,Goodhart and Hofmann(2001)利用由短期实际利率、实际汇率、房地产和股票价格构成的 FCI,对 G7 国家进行了实证研究,发现房地产和股票价格在 FCI 中占据了较大的权重,并且 FCI 能够更好地预测未来通货膨胀的压力。

在 FCI 的构建过程中,变量的选择及其权重的评估一直是相关文献研究的核心问题。由于 FCI 从 MCI 扩展而来,FCI 通常包含短期利率和汇率两个变量。在 Goodhart and Hofmann(2000)提出 FCI 之后,国内外研究中最常用的变量包括利率、汇率、股票市场价格和房地产市场价格。在近几年的研究中,越来越多的变量被纳入 FCI,包括各类期货价格、信贷市场的调查数据等等。Holz(2005)在编制欧元区 FCI 时将信贷增速纳入其中,并发现其对通胀具有显著的预测能力。Wang et al.(2007)使用政府会计准则委员会的多种年度指标编制了美国的 FCI,这些指标包括现金比率、速动比率、营业比率、人均盈余(赤字)、净资产比率、长期负债比率、人均纳税、人均收入和人均支出。Swiston(2008)和 Guichard and Turner(2008)在构建美国 FCI 时,都将高收益债券利差纳入到 FCI 中,并发现这一变量能够提升 FCI 对通货膨胀的预测能力。

金融条件指数编制的一般形式是给各个金融变量赋予不同的权重:
$$FCI_t = \prod_{i=1}^K w_i F_{it}$$
其中, w 为权重系数, F 为金融变量, K 为金融变量的个数, t 为时间。有的研究也使用了一些变量滞后若干期的值。目前确定金融变量权重的方法可大致分为三类。第一种是大型宏观经济计量模型的模拟,例如 Beaton et al.(2009)基于宏观经济模型构建了美国的 FCI。但由于各国的经济和金融制度并不相

同,各金融变量(特别是资产价格)对实体经济的影响渠道尚未达成统一的定论,因此这一方法在实际中的应用较少。例如 Lack(2003)基于瑞士央行宏观经济模型的脉冲响应分析编制了瑞士的 FCI,发现股票价格对实体经济的影响并不显著。第二类方法是基于总需求方程的缩减式,它通常包括反映产出缺口与资产价格关系的总需求曲线以及反映通货膨胀与产出缺口关系的菲利普斯曲线。Mayes and Viren(2001)根据 IS 曲线的总需求方程缩减式构建了欧洲 11 个国家的 FCI,发现对于样本中的大多数国家,短期实际利率、实际有效汇率、实际房屋销售价格和实际股票价格在需求方程中具有显著的预测能力。Guichard and Turner(2008)使用需求方程缩减式和 VAR 的脉冲响应分析两种方法研究了美国的 FCI,发现短期实际利率、长期实际利率、实际有效汇率和高收益债券利差具有显著的预测能力。然而,该方法假定模型中的各个金融变量都具有外生性,否则会引起估计的误差。第三类方法是基于 VAR 模型的脉冲响应方程。Goodhart and Hofmann(2001)将 VAR 模型的脉冲响应方法用于总需求缩减式,之后计算各资产价格变量的 1 个单位冲击对通货膨胀的影响。Swiston(2008)基于 VAR 脉冲响应分析构建了美国的 FCI,并证明其领先于 GDP 约 6 至 9 个月。虽然 VAR 模型能够避免变量之间的相互影响所引起的估计偏误,但模型变量之间的识别问题一直是 VAR 的瓶颈。

国内对 FCI 指数的研究在近些年逐渐丰富,构造指数的指标基本集中于利率、汇率、股价和房价四个变量上。卞志村(2004)分别定义了实际 MCI 指数(权重由利率和汇率对总需求的相对影响决定)和名义 MCI 指数(权重由利率和汇率对总供给的相对影响决定),研究发现中国的实际 MCI 与产出增长率的相关性很低,但名义 MCI 能对我国的通货膨胀走势提供准确的信息反馈。戴国强和张建华(2009)利用 VECM 模型构建了中国的 FCI 指数,通过检验发现 FCI 能够对通货膨胀做出及时和有效的预测,但当利用 FCI 对货币政策的资产传递渠道进行分析时,却发现货币政策传导过程中资产价格对产出的影响不大。陆军和梁静瑜(2007)通过总需求和超额需求两种简化式模型构建了中国的 FCI,通过比较发现样本内 FCI 与 GDP 增速走势较为一致,且对通胀有较好的预测性,但 FCI 对通货膨胀的样本外预测能力较弱。封北麟和王贵民(2006)在上述四个金融变量的基础上,加入货币供应量 M2 构建了中国的 FCI,发现包含真实货币供应量的 FCI 指数对通货膨胀率具有更好的预测力。郭晔和杨娇(2012)以次贷危机为基准将样本划分为两个子样本,基于 VAR 模型构建了不同时期的中国 FCI,通过比较发现中国的房地产价格和股票价格对通货膨胀的影响已大大增强,其中房价在次贷危机前对通胀的影响更大,而股价在次贷危机后的影响更大。

三、研究方法、联立结构模型与数据说明

从相关的研究文献可以看出,确定金融条件指数各变量的方法或者是使用单方程计量经济模型描述某一经济变量与诸多影响因素之间的数理关系,或者是不以经济理论为基础,仅依靠数据生成过程建模的 VAR 模型中的正交脉冲响应来完成。本项研究通过联立结构模型明确设定了经济变量的传导路径,因而能够提供一个关于经济运行机制的清晰认识,并有助于提出明确的政策建议。

现实中编制 FCI 或 MCI 的国家及相关文献,大部分是采取以总需求为基础的研究方法。这类方法认为影响通货膨胀变动的最主要因素是产出缺口及通货膨胀预期。然而也有不同的观点,如徐千婷(2001)认为各金融变量对国内通货膨胀的冲击,除了通过总需求的间接影响外,也可能对通货膨胀产生直接的影响,因此应该利用各变量对总需求或通胀的相对影响力为基础来构建 FCI。为此,我们在联立结构模型中设定了 2 种对通货膨胀产生影响的传导路径:一方面各金融变量通过影响总需求进而影响通货膨胀;另一方面,允许金融变量中的国际油价除了对产出缺口产

生影响外,还会对通货膨胀产生直接影响。

(一)数据的选择和说明

本文选取 2000 年第 1 季度至 2012 年第 3 季度的季度数据作为样本。指标选择及样本数据处理如下:

- 1.通货膨胀:本文选用 CPI 作为描述通货膨胀的指标。
- 2.真实产出:用经季节调整后的名义 GDP 除以定基 CPI 作为真实产出的代理变量,记为 GDP。
- 3.实际利率:选定一年期基准贷款利率为基础,减去当期 CPI 作为实际利率,记为 IR。
- 4.真实有效汇率:采用 IMF 公布的人民币实际有效汇率作为衡量汇率的指标,记为 REER。
- 5.资产价格:用全国商品房销售价格的累计平均值描述房地产价格,之后除以定基 CPI 作为真实房地产价格,记为 House;用上证综指的价格指数描述股票价格,之后除以定基 CPI 作为真实股票价格,记为 Stock。

6.信贷:用本币计量的金融机构各项贷款余额描述信贷的变化水平,信贷水平除以定基 CPI 表示信贷的真实水平,记为 Loan。

7.由于西德克萨斯中质原油(WIT)的现货交易价被普遍作为基准原油的参照价格,本文选用 WIT 作为国际原油价格的代理变量,记为 OIL。

对上述数据进一步处理,之后进行季节性调整并计算各变量的缺口值。用 GDP_t^{gap} 、 IR_t^{gap} 、 $REER_t^{gap}$ 、 $House_t^{gap}$ 、 $Stock_t^{gap}$ 、 $Loan_t^{gap}$ 、 Oil_t^{gap} 分别表示产出缺口、实际利率缺口、实际汇率缺口、实际房价缺口、实际股价缺口、实际信贷缺口和油价缺口。除了实际利率之外,首先求得上述数据的同比数据,之后用 X11 方法对各变量进行季节性调整,最后用 HP 方法求得各变量的缺口值,HP 的平滑参数为 1600。经检验,所有数据的缺口值均是平稳的时间序列,因此可以根据这些数据建立联立结构模型(如表 1 所示)。

表 1 时间序列的平稳性检验(2000q1 至 2012q3)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	5%临界值	P 值	结论
CPI	(c,t,3)	-4.587	-3.509	0.003	平稳
GDPgap	(0,0,1)	-3.287	-1.948	0.002	平稳
Irgap	(0,0,3)	-5.481	-1.948	0.003	平稳
REERgap	(0,0,1)	-4.004	-1.948	0	平稳
HOUSEgap	(0,0,4)	-2.894	-1.948	0.005	平稳
STOCKgap	(0,0,4)	-3.179	-1.948	0.002	平稳
LOANgap	(0,0,1)	-3.863	-1.948	0.002	平稳
OILgap	(0,0,4)	-3.160	-1.948	0.002	平稳

说明:(1)检验形式中的 c 和 t 表示带有常数项和趋势项,k 表示滞后阶数;(2)滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则。

(二)联立结构模型

本文的联立结构模型包括短期总供给方程(菲利普斯曲线)和反映总需求变化的商品市场均衡方程(IS 曲线)^①。

1.菲利普斯曲线:

^① 相关文献可参阅殷剑峰(2010)。

$$CPI_t = c_{11} + c_{12}(L)CPI_{t-1} + c_{13}(L)GDP_t^{gap} + e_{as,t} \quad (1)$$

$$CPI_t = c_{11} + c_{12}(L)CPI_{t-1} + c_{13}(L)GDP_t^{gap} + c_{14}(L)Oil_t^{gap} + e_{as,t} \quad (2)$$

2.IS 曲线：

$$GDP_t^{gap} = c_{21} + c_{22}(L)GDP_{t-1}^{gap} + c_{23}(L)IR_t^{gap} + c_{24}(L)REER_t^{gap} + c_{25}(L)House_t^{gap} + c_{26}(L)Stock_t^{gap} + c_{27}(L)Loan_t^{gap} + c_{28}(L)Oil_t^{gap} + e_{is,t} \quad (3)$$

在上述方程中,除了实际利率缺口外,其他数据均为同比形式。 $c(L)$ 是方程组中的参数, L 代表滞后阶数。以上联立结构模型具有以下显著特点:第一,将构建 FCI 指数的经济或金融变量明确地包含在总需求 IS 曲线方程中,允许这些变量通过影响总需求的途径(产出缺口)对通货膨胀产生影响(联立结构模型 1 和 3)。采取以总需求为基础的研究认为,影响通货膨胀变动的最主要因素为产出缺口及通胀预期,而总需求的改变是产出缺口变动的主要决定因素。第二,在上述模型的基础上,我们允许国际油价除了通过产出缺口间接影响通货膨胀之外,还会对通货膨胀产生直接影响(联立结构模型 2 和 3)。

(三)FCI 各变量权重的确定

根据选取的金融或经济变量,本文构建的 FCI 表达式如下:

$$FCI_t = \sum_i \theta_i Finance_{i,t} \quad (4)$$

其中, $Finance_{i,t}$ 代表经济或金融变量 i 在 t 时刻的缺口值。 θ_i 表示相应变量在 FCI 中的权重。权重的确定方法是:通过构建的联立结构模型对外生变量的不同假定进行情景分析,然后考察各变量的变化对通货膨胀所产生的影响,进而确定权重指标 $\theta_i, \theta_i = |w_i| / \sum_i |w_i|$ 。其中, w_i 表示第 i 个外生变量发生变化时通货膨胀的相对变化量。

四、实证构建新形势下我国的 FCI 指数

(一)联立结构模型的估计结果

本节采用三阶段最小二乘法对联立结构模型进行估计,以防止各个方程随机扰动项之间可能存在的交叉关系。回归结果如下(中括号中为描述系数显著性的 P 值):

联立结构模型一:

菲利普斯总供给曲线方程:

$$CPI_t = -0.015 + 0.687CPI_{t-1} + 0.389GDP_t^{gap} + e_{as,t}$$

[0.926] [0.000] [0.001]

调整的 $R^2=0.641$;DW=1.874。

IS 总需求曲线方程:

$$GDP_t^{gap} = -0.014 - 0.272IR_{t-1}^{gap} + 0.039REER_{t-4}^{gap} + 0.067House_t^{gap} + 0.018Stock_t^{gap} + 0.101Loan_{t-1}^{gap} + 0.028Oil_{t-1}^{gap} + 0.459GDP_{t-1}^{gap} + e_{is,t}$$

[0.913] [0.008] [0.170] [0.018] [0.000]
[0.004] [0.000] [0.000]

调整的 $R^2=0.679$;DW=2.153。

联立结构模型二:

菲利普斯总供给曲线方程:

$$CPI_t = 0.0038 + 0.679CPI_{t-1} + 0.217GDP_t^{gap} + 0.014Oil_t^{gap} + e_{as,t}$$

[0.979] [0.000] [0.051] [0.022]

调整的 $R^2=0.695$; $DW=1.728$ 。

IS 总需求曲线方程:

$$GDP_t^{exp} = -0.016 - 0.272IR_{t-1}^{exp} + 0.045REER_{t-4}^{exp} + 0.075House_t^{exp} + 0.017Stock_t^{exp} \\ + 0.094Loan_{t-1}^{exp} + 0.028Oil_{t-1}^{exp} + 0.483GDP_{t-1}^{exp} + e_{is,t}$$

[0.896] [0.010] [0.130] [0.011] [0.000]
[0.004] [0.000] [0.000]

调整的 $R^2=0.686$; $DW=2.214$ 。

上述两个联立结构模型中各系数的显著性、方程的判定系数和 DW 统计量都比较理想。从各系数的显著性来看,除真实有效汇率外,其他变量均显著(5%的显著性水平)。首先,利率上升会对总需求产生负面影响,资产价格(房价和股价)上涨和信贷膨胀会刺激总需求。而汇率会从多种渠道对产出缺口产生影响,例如贸易渠道、投资渠道、资产负债表渠道以及预期和信心渠道,这些渠道使得汇率变化对产出的影响呈现出复杂的趋势,从本项研究的实证检验来看,汇率提高对产出有正向的推动作用,但在统计上并不显著。

其次,从总需求方程来看,国际油价的上涨在两组模型中均会扩大超额需求,从而引起需求拉动的通货膨胀。在第二组模型中,国际油价除了影响超额需求之外,还会给通货膨胀一个直接的正向影响,引起程度不高的成本推动型通货膨胀。

(二)联立结构方程的情景模拟和 FCI 各变量权重的确定

当得到模型估计结果后,在政策冲击的不同假设下模拟内生变量通货膨胀率是如何反应,再通过 θ_i 的权重公式得到各变量的权重。

表 2 由联立结构模型得到的 FCI 指数中各变量的权重

模型	利率	汇率	房地产价格	股票价格	信贷	国际油价
联立结构模型一	-0.347	0.115	0.155	0.082	0.242	0.059
联立结构模型二	-0.315	0.120	0.158	0.069	0.203	0.134

注:以上权重是标准化结果,它们的绝对值之和等于 1。

从表 2 可以看出,在联立结构模型一中,实际利率的标准化权重最高,达到了-0.347,其它的变量依次为信贷(0.242)、房地产价格(0.155)、汇率(0.115)、股票价格(0.082)、和国际油价(0.059)。在联立结构模型二中,实际利率的标准化权重是-0.315,其它的变量依次为信贷(0.203)、房地产价格(0.158)、汇率(0.120)、国际油价(0.134)和股票价格(0.069)。两个模型结果的显著区别是国际油价的权重大幅上升(联立结构模型二)。

根据各变量的权重和公式 4,图 1 描述了金融条件指数(FCI)的变动趋势,同时将其与 CPI 的走势进行了对比。其中,黑色实线是根据联立结构模型一绘制的 FCI1;黑色虚线是根据联立结构模型二绘制的 FCI2;浅色虚线代表 CPI 的同比增长率。图 1 的一个趋势性特征是:FCI 的走势明显领先于 CPI,这说明 FCI 可能对 CPI 具有预测作用。

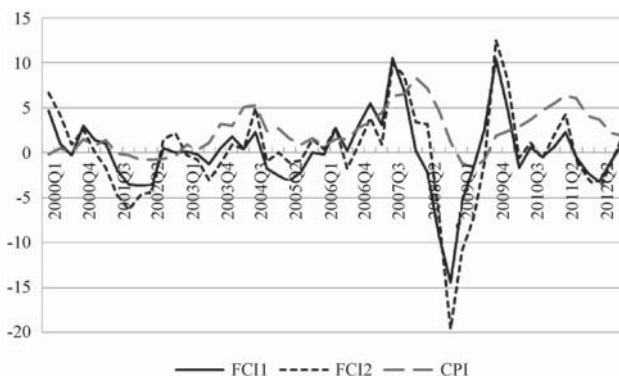


图 1 中国 FCI 与 CPI 变动趋势

五、FCI 预测效果分析

本节分别从因果关系和数量关系两个方面比较和分析 FCI 对通货膨胀和经济波动的预测效果。

(一) 因果关系分析

在考察格兰杰因果关系之前,首先要检验序列的平稳性,本节采用 ADF 方法进行检验,对于 FCI1、FCI2、CPI 和 GDP 这四个时间序列,依据 AIC 准则确定滞后阶数。从表 3 的检验结果来看,FCI1、FCI2 和 CPI 均为平稳的时间序列,而 GDP 含有一个单位根,经差分处理后,GDP 变得平稳。因此,可用 FCI1、FCI2、CPI 和 GDPd 进行格兰杰因果关系检验。

表 3 时间序列的平稳性检验(2000q1 至 2012q3)

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计量	5%临界值	P 值	结论
FCI1	(0,0,4)	-3.244	-1.948	0.002	平稳
FCI2	(0,0,4)	-3.142	-1.948	0.002	平稳
CPI	(c,t,3)	-4.587	-3.509	0.003	平稳
M1	(c,0,3)	-3.841	-2.925	0.005	平稳
GDP	(c,0,1)	-2.144	-2.921	0.229	不平稳
GDPd	(0,0,1)	-7.859	-1.948	0.000	平稳

注:(1)检验形式中的 c 和 t 表示带有常数项和趋势项,k 表示滞后阶数;(2)滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则;(3)CPI 和 M1 分别代表物价水平和货币供给的同比增长率;(4)GDP 和 GDPd 分别代表经济的同比增长率及其一阶差分。

表 4 通过格兰杰检验分析了 FCI1、FCI2 和 M1 对经济变量的预测效果。从表 3 的格兰杰因果关系来看,FCI1、FCI2 和 M1 对 CPI,以及经济波动(GDPd)都具有显著的预测能力。

表 4 FCI(M1)对 CPI 和 GDP 的因果关系分析

	CPI		GDPd		
	F 统计量	P 值	F 统计量	P 值	
FCI1 导致 CPI	5.984	0.005	FCI1 导致 GDPd	5.894	0.002
CPI 导致 FCI1	4.226	0.021	GDPd 导致 FCI1	1.144	0.343
FCI2 导致 CPI	10.537	0.002	FCI2 导致 GDPd	6.130	0.002
CPI 导致 FCI2	2.326	0.134	GDPd 导致 FCI2	1.757	0.171
M1 导致 CPI	2.627	0.050	M1 导致 GDPd	6.690	0.003
CPI 导致 M1	6.538	0.000	GDPd 导致 M1	0.800	0.456

说明:滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则,格兰杰检验的零假设为:“前述变量非后述变量的格兰杰原因”。

(二) 数量关系分析

本节通过以下方程对 FCI 的预测能力进行评价,此外将 FCI1、FCI2 和 M1 的预测效果进行了比较。

$$CPI_t = \alpha + \beta FCI_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$GDP_t = \alpha + \beta FCI_{t-k} + \varepsilon_t$$

在上述方程中,CPI 和 GDP 分别代表物价水平和经济波动的同比增长率,FCI_{t-k} 表示提前 k 期

的金融条件指数,依次取值为 1、2、3…N。在表 5 和表 6 的结果中,beta 值代表相应变量的系数值,*** 和 ** 分别代表在 1%和 5%的显著性水平上显著。

MSE 代表模型误差平方的均值,表示为以下式子:

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2$$

由 MSE 的表达式可知,MSE 的值越小,相应变量(FCI 或 M1)对 CPI 或 GDP 的预测效果越好。

从表 5 的结果可以看出,FCI2 的当期值和滞后 1 期值对 CPI 的解释能力较好(系数显著,并且 MSE 最小);FCI 滞后 3 期、4 期对 CPI 的解释较好;而 M1 滞后 4 期、5 期的解释力相对较好。从表 6 的结果来看,FCI2 的当期值对 GDP 的解释能力较好(系数显著,并且 MSE 最小);FCI1 滞后 1 期、2 期对 GDP 的解释能力较好。

表 5 FCI 和 M1 对 CPI 的数量关系预测分析

CPI 方程	FCI1 系数		FCI2 系数		M1 系数	
	beta 值	MSE	beta 值	MSE	beta 值	MSE
当期	0.136*	5.567	0.178**	4.819	-0.038	5.991
滞后 1 期	0.283***	4.391	0.245***	3.928	0.087	5.620
滞后 2 期	0.366***	3.367	0.254***	3.856	0.191**	4.684
滞后 3 期	0.320***	4.079	0.179**	4.997	0.230***	4.358
滞后 4 期	0.208**	5.217	0.086	5.766	0.214***	4.666
滞后 5 期	0.104	5.725	0.024	5.895	0.157**	5.215

表 6 FCI 和 M1 对 GDP 的数量关系预测分析

GDP 方程	FCI1 系数		FCI2 系数		M1 系数	
	beta 值	MSE	beta 值	MSE	beta 值	MSE
当期	0.274***	2.362	0.217***	2.292	0.104**	3.434
滞后 1 期	0.263***	2.588	0.168***	2.952	0.105**	3.412
滞后 2 期	0.154**	3.437	0.053	3.789	0.054	3.770

以上的数据结果说明:FCI 对于 CPI 和 GDP 的预测能力优于 M1。其中,FCI2 对于描述当前金融状态以及宏观经济形势的能力较优;FCI1 对于预测未来 1 个季度至 3 个季度的形势较优;而 M1 只在预测未来第 4 季度和次年第 1 季度的 CPI 方面具有微弱优势。

六、结论与进一步的研究方向

国内对金融条件指数的研究在近些年刚刚起步,选取的指标基本集中在国外研究的利率、汇率、股价和房价四个变量上。但考虑到信贷在我国宏观调控中具有举足轻重的作用,以及国际因素在近些年对我国资产价格波动和央行货币政策的影响越来越大,本文采用利率、汇率、股价、房价、信贷、国际油价等变量构建新形势下中国的 FCI 指数。在确定各变量权重时,我们采用了联立结构模型:一方面明确设定所有金融变量通过影响总需求进而影响通货膨胀,另一方面,在上述的基础之上,允许国际油价直接对通货膨胀产生影响。

通过运用我国经验数据进行实证研究发现,本文构建的 FCI1 和 FCI2 指数与通货膨胀 CPI、

经济波动 GDP 之间具有良好的相关性。我国的 FCI1(FCI2)分别与 CPI、GDP 存在显著的格兰杰因果关系。从数量关系来看,FCI 对于描述当前金融形势以及预测未来形势的能力均优于 M1。其中,FCI2(允许油价直接对通胀产生影响)对于描述当前金融形势的能力较优;而 FCI1(所有金融变量通过影响总需求进而影响通胀)对于预测未来 1 个季度至 3 个季度形势的能力较优。这些结果说明,在某种程度上,我国的 FCI 可以作为货币政策的“指示器”,也满足了充当货币政策目标“相关性”的性质。

考虑到我国经济的发展和变化,组建 FCI 的各变量对于通货膨胀的边际影响力是具有动态特征的,FCI 采用固定系数可能造成各变量的解释力度不足。因此,如何运用时变系数建模将是以后研究的一个重要方向。

参考文献

- 卞志村(2008):《开放经济下的最优货币政策、MCI 及在中国的检验》,《数量经济与技术经济研究》,第 4 期。
- 戴国强、张建华(2009):《中国金融状况指数对货币政策传导作用研究》,《财经研究》,第 7 期。
- 封北麟、王贵民(2006):《货币政策与金融形势指数 FCI:基于 VAR 的实证分析》,《数量经济与技术经济研究》,第 11 期。
- 郭晔、杨娇(2012):《货币政策的指示器——FCI 的实证检验和比较》,《金融研究》,第 8 期。
- 陆军、梁静瑜(2007):《中国金融状况指数的构建》,《世界经济》,第 4 期。
- 徐千婷(2001):《中国货币情势 指数之实证研究》,《“中央银行”季刊》(台湾),第 23 卷,第 1 期。
- 殷剑峰(2010):《二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究》,《中国社会科学》,第 4 期。
- Batini, N. and K. Turnbull (2002): “A Dynamic Monetary Conditions Index for the UK”, *Journal of Policy Modeling*, 24, 257–281.
- Beaton, B., R. Lalonde and C. Luu (2009): “A Financial Conditions Index for United States”, Bank of Canada Discussion Paper, 11.
- Duguay, P. (1994): “Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada”, *Journal of Monetary Economic*, 33, 39–61.
- Freedman, C. (1994): “The Use of Indicators and the Money Conditions Index in Canada”, Frameworks for Monetary Stability–Policy Issues and Country Experiences, *IMF Working Paper*, 3, 458–476.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2001): “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy”, Paper Prepared for the Conference on “Asset Prices, Exchange Rate, and Monetary Policy”, Stanford University, Mar. 2–3.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2000): “Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation?”, *Manchester School*, 68, Supplement, a, 122–140.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2000): “Financial Variable and the Conduct of Monetary Policy”, *Quarterly Review* (Sveriges Riksbank–Swedish Central Bank), 12–17.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2002): “Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy”, Royal Economic Society Annual Conference 2002 from Royal Economic Society, No.88.
- Guichard, S. and Turner, D. (2008): “Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity”, OECD Economics Department, *Working Paper*.
- Lack, C.P. (2009): “A Financial Conditions Index for Switzerland”, Research Section, Swiss National Bank.
- Holz, M. (2005): “A Financial Conditions Index as Indicator for Monetary Policy in Times of Low, Stable Inflation and High Financial Market Volatility”, The 9th workshop of Macroeconomics and Macroeconomic Policies.
- Mayes, D. and M. Viren (2001): “Financial Conditions Indexes”, Bank of Finland, Discussion Paper, No. 2001–17.
- Swiston, A. (2008): “A US Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due”, *IMF Working Paper*.
- Wang, X., L. Dennis and Y. Sen (2007): “Measuring Financial Conditions: a Study of U.S.”, *Public Budgeting and Finance*, 27, 1–21.

(责任编辑:程 炼)