第37卷 第11期 财经研究 Vol.37 No.11
2011年11月 Journal of Finance and Economics Nov.2011

# 新凯恩斯菲利普斯曲线框架下的中国动态金融状况指数

陆 军,刘 威,李伊珍
(中山大学 岭南学院,广东 广州 510275)

**摘 要**:鉴于当前金融状况指数变量权重系数缺乏动态性,文章采用递归广义脉冲响应函数方法构建了中国动态金融状况指数。研究发现,动态指数对未来一个季度的产出和通胀水平都具有较好的预测能力,且更适用于预测未来通胀。在此基础上,文章将动态指数作为衡量金融市场的变量纳入新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型中,运用GMM方法进行估计,结果表明动态指数对当期和未来一个季度的通胀具有显著的正向效应。因此,有必要将金融状况指数作为一个金融市场变量纳入菲利普斯曲线框架下,以分析金融市场对通胀的影响。

**关键词**:动态金融状况指数;新凯恩斯菲利普斯曲线;通货膨胀;广义脉冲响应函数
**中图分类号**:F832 **文献标识码**:A **文章编号**:1001-9952(2011)11-0061-10

## 一、引 言

为了分析金融市场状况与宏观经济运行的关系,Freedman(1994)从货币政策传导机制的角度提出了货币状况指数(Monetary Conditions Index, MCI),通过利率和汇率的权重之和构建MCI以反映货币政策的松紧状况对未来经济趋势的预测能力。理论和经验研究都发现除了利率和汇率外资产价格对货币政策的传导机制也会产生重要影响,Goodhart和Hofmann(2001)在MCI的基础上构建了包含利率、汇率和资产价格信息的金融状况指数(Financial Conditions Index,FCI)以反映金融市场状况对未来通货膨胀的预测能力。国内外学者在此基础上对FCI加以修正并分析其对未来经济增长和通货膨胀的预测能力。由于经验分析认为FCI具有良好的预测能力,部分国

**收稿日期**:2011-07-28
**基金项目**:国家自然科学基金项目(70673117)
**作者简介**:陆 军(1962—),男,湖北恩施人,中山大学岭南学院教授,博士生导师;
刘 威(1984—),男,湖北黄冈人,中山大学岭南学院博士研究生;
李伊珍(1984—),女,湖南娄底人,中山大学岭南学院博士研究生。

家开始采用FCI作为制定宏观经济政策的重要参考指标。近年来,中国金融市场结构不断深化,资本市场得到快速发展,金融市场状况与宏观经济的联系愈加紧密,构建适合中国的FCI具有重要的现实意义。

从方法论上讲,FCI是金融变量按照各自的权重系数相加而得,而该权重系数是利用历史数据通过计量模型拟合得到的。FCI既然是利用过去及当前的金融市场变量值来预测未来的经济趋势,那么不同时期的权重系数应该具有动态性——利用该时期以前的历史数据拟合而得。但已有的国内外相关文献在构建FCI时其权重系数往往缺乏动态性。具体而言,已有文献在构建FCI时一般都是利用 $t=1,2,\cdots,T$ 的历史数据拟合得到一个固定的变量权重系数,该系数包含了 $t=1,2,\cdots,T$ 时期的信息,并利用该固定系数分别与 $t=1,2,\cdots,T$ 时期的变量值求得的加权值作为相应时期的FCI。根据这种方法,$t_0$($t_0<T$)时期的FCI已经假定包含了未来时期 $t$($t_0<t<T$)的信息,故所构建的FCI实际上利用已经发生的“未来信息”来预期该时期的金融状况,并不具有实际意义上的预测能力。为此,本文尝试建立一个具有动态性的中国动态金融状况指数(Dynamic FCI),在 $t$ 时期的动态FCI是利用 $t$ 时期以前(包含 $t$ 时期)的信息求得。

预测通货膨胀趋势是FCI在宏观经济领域的重要应用之一。菲利普斯曲线将通货膨胀与失业和产出联系在一起,经过50多年的发展,特别是在新凯恩斯菲利普斯曲线(New-Keynesian Phillips Curve,简称NKPC)提出后,已成为研究通货膨胀的核心理论模型。但当前在FCI应用研究中,国内外相关文献尚未将FCI与NKPC模型结合起来进行研究。实际上,部分学者已经将金融市场变量纳入NKPC模型进行研究,耿强等(2009)直接将汇率作为解释变量纳入NKPC模型进行实证检验,杨小军(2011)则将利率作为衡量实际边际成本的一个因素在NKPC框架下进行分析。分别采用利率和汇率只能揭示部分金融市场信息,而FCI中包含多种金融市场变量,能更加全面地反映金融市场状况。鉴于此,本文尝试将FCI作为衡量金融市场状况的变量纳入NKPC模型,并采用GMM方法实证分析中国的动态FCI对通货膨胀的影响。

在计量方法上,目前对中国FCI的研究主要采用VAR模型的脉冲响应函数方法,但脉冲响应函数的结果依赖于模型中变量的排序,由于不同金融变量之间的关系过于复杂,难以确定它们之间的确切关系并给出准确的排序。为此,Pesaran和Shin(1998)提出了广义脉冲响应函数方法,其结果不受变量排序的影响,有效解决了这一问题。

针对上述不足,本文在以下方面做出探索:(1)建立动态FCI,克服已有研究中FCI缺乏动态性的不足;(2)在进行FCI的应用分析时,将FCI纳入NK-PC理论框架展开实证分析;(3)采用递归广义脉冲响应函数方法计算变量权

重系数，以有效克服脉冲响应函数方法中对变量排序的依赖。

## 二、理论基础和经验方法

（一）理论基础

利率、汇率和资产价格是包含在FCI中最基本的金融变量。利率传导作为货币政策的重要传导渠道之一，凯恩斯学派认为利率能够直接影响企业的投资行为；古典学派认为利率变化通过影响居民的金融资产和负债改变其资产净值，进而对消费和投资产生影响；在开放经济中，利率还可以影响汇率，进而影响净出口。对于中国这样一个贸易依存度很高的国家，汇率影响净出口的渠道非常重要，而且汇率还可以作为一种资产价格通过资产价格渠道发挥作用。

资产价格可以通过多种渠道影响消费和投资。资产价格影响消费主要通过两个渠道：一是从生命周期理论看，资产价格影响未来收入水平的预期，而家庭消费受未来收入水平预期的影响；二是从财富效应出发，资产价格的变化影响当期收入和外部借贷成本，从而影响总消费水平。资产价格对投资的影响主要有三个渠道：一是托宾q效应直接影响企业投资；二是通过影响未来的GDP增长影响当期的投资支出；三是从信息不对称角度分析，Bernanke等（1996）认为资产价格还可以通过资产负债表渠道影响投资。

（二）构建动态FCI的经验方法

1.动态FCI的定义。在权重系数法下，一个非动态的FCI可以定义为：

$$FCI_t = \sum_{i=1}^{k} w_i FGAP_{it} \tag{1}$$

其中，$FGAP_{it}$ 为第i个金融变量在t时期的真实缺口值，$w_i$ 为该变量的权重系数且满足 $\sum_{i=1}^{k} w_i = 1$。这种静态FCI的权重系数缺乏动态性，为此本文构建一个动态FCI，具体定义为：

$$FCI_t = \sum_{i=1}^{k} w_{it} FGAP_{it} \tag{2}$$

动态FCI下的权重系数 $w_{it}$ 具有时变性且满足 $\sum_{i=1}^{k} w_{it} = 1(t = 1,2,\cdots,T)$。

2.动态权重系数 $w_{it}$ 的估计。本文采用权重系数法中VAR模型的广义脉冲响应函数估计该动态权重系数。一个VAR(k)模型通过变换可以写为一个无限阶的向量MA(∞)过程：

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \tag{3}$$

其中，$Y_t=(y_{1t},y_{2t},\cdots,y_{it})'$，u为常数项，$u_i$ 为残差项，$\Phi_i$ 为 $k\times k$ 维残差系数矩阵，且满足 $\Phi_0=I_k$，当 $i<0$ 时 $\Phi=0$。脉冲响应分析一般通过Cholesky分解使误差项正交来克服误差项的相关性问题，但是其结果受模型中变量排序

的影响,Pesaran 和 Shin (1998)提出的广义脉冲响应函数能够有效解决该问题。不妨假设第 j 个元素的冲击为 $\delta_j$,则广义脉冲响应函数为:

$$G(n,\delta_j,\Omega_{t-1})=E(Y_{t+n}|u_{tj}=\delta_j,\Omega_{t-1})-E(Y_{t+n}|\Omega_{t-1}) \tag{4}$$

其中 $\Omega_{t-1}$ 表示在 t－1 时刻的已知信息集。假设 $u_t$ 服从多元正态分布,则 $E(u_t|u_{tj}=\delta_j)=\sum e_j\sigma_{jj}^{-1}\delta_j$,其中 $e_j$ 是第 j 个元素为 1、其他元素为 0 的向量,$\sigma_{jj}$ 是 $e_j$ 的方差矩阵。广义脉冲响应考虑了观测到的不同形式冲击及它们之间的相关性,而且正交分解的脉冲响应是广义脉冲分解的特殊形式,当协方差矩阵是对角阵时二者一致,因此广义脉冲响应函数的结果更具普遍性和说服力。

针对动态 FCI 本文建立相应的 VAR 模型,模型中主要包括六个变量:实际产出缺口(ggdp)、通货膨胀率(cpi)、实际利率缺口(ginr)、实际有效汇率缺口(greer)、实际股价缺口(gst) 和实际房价缺口(ghp)。为了计算第 i 个变量在 t 时期的动态权重系数 $w_{it}$,需要建立一个基于 1 时期到 t 时期数据的 VAR 模型,由此得到变量 i 在 t 时期 12 个季度内对实际产出缺口(ggdp) 的平均广义脉冲响应 $G_{it}$,则 $w_{it}$ 为:

$$w_{it}=|G_{it}|/\sum_{i=1}^{k}|G_{it}| \tag{5}$$

本文构建的动态 FCI 中包含的变量为 ginr、greer、gst 和 ghp。

## 三、中国动态金融状况指数的构建

### (一)数据选择与处理

根据数据的可得性,本文采用季度数据进行分析,样本区间为 1996 年第一季度至 2010 年第二季度。本文共有六个变量,缺口值定义为实际值对均衡值的偏离,故实际缺口值由各变量的实际值减去其均衡值得到。如何估计均衡值是一个关键问题和难点(Gauthier 等,2004),Goodhart 和 Hofmann (2002)认为所有变量都应该采用 HP 滤波法去除时变趋势得到均衡值。综合已有文献,本文除了利率的均衡值采用不同方法外,其他变量都采用 HP 滤波法;实际值采用各个变量除以当期的定基 CPI 得到,定基 CPI 将 1996 年第一季度设定为 100,然后利用 CPI 环比数据计算。

实际产出缺口选用季度 GDP 并运用 X12 方法对变量进行季度调整。通货膨胀率采用季度 CPI,股价采用上证指数。房价采用国家统计局公布的国房景气指数,由于房价本身是一个类似 CPI 的指数型变量,不需要除以定基 CPI(陆军等,2007;封北麟等,2006),而实际股价则除以定基 CPI 得到。实际有效汇率采用国际清算银行公布的数据。利率采用银行间 7 天内同业拆借加权平均利率,实际利率由名义利率减去当期通货膨胀率,其缺口值采用实际短期利率的季度环比增量。[①] 除了实际有效汇率和国房景气指数外,其他数据均来自中经网统计数据库和色诺芬经济金融研究数据库。

（二）动态 FCI 的估计结果

在估计模型之前，本文采用 ADF 检验和 PP 检验对各变量样本进行单位根检验，结果显示各变量都是平稳序列。[②]

数据样本从 1996 年第一季度开始，估计动态 FCI 权重系数的起点为 2004 年第一季度。本文采用递归的 VAR 模型进行估计，权重系数由式(5)计算，式中各变量平均广义脉冲响应 $G_{it}$ 由其在 12 个季度内对实际产出缺口的累积广义脉冲响应得到。将计算得到的动态权重系数代入式(2)可求出动态 FCI，表 1 为估计结果。

**表 1　动态 FCI 估计结果**

| 时　期 | 2004 年第一季度至 2006 年第一季度 | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 动态 FCI | −0.053 | −0.035 | −0.056 | −0.076 | −0.026 | −0.204 | −0.112 | −0.031 | −0.09 |
| 时　期 | 2006 年第二季度至 2008 年第二季度 | | | | | | | | |
| 动态 FCI | −0.019 | 0.03 | 0.051 | −0.027 | 0.214 | 0.161 | 0.135 | −0.05 | 0.053 |
| 时　期 | 2008 年第三季度至 2010 年第二季度 | | | | | | | | |
| 动态 FCI | −0.077 | −0.218 | −0.37 | −0.013 | 0.099 | 0.004 | 0.017 | 0.016 | |

## 四、动态 FCI 对通胀和产出的预测能力分析

对通胀和产出的预测是 FCI 的重要应用，其预测效果也是评价 FCI 的重要标准。本文先利用变量间的跨期相关系数进行判断，图 1 给出了动态 FCI 分别与 GDP 增长率和 CPI 的跨期相关系数。可见，动态 FCI 与 GDP 增长率的相关系数随着滞后期的增加而不断减小；但该指数与 CPI 的相关系数起先随着滞后期的增加而上升，随后逐渐减小。相对而言，动态 FCI 与 CPI 的相关系数更大，在一定程度上表明该指数更适合于预测未来 CPI 走势。

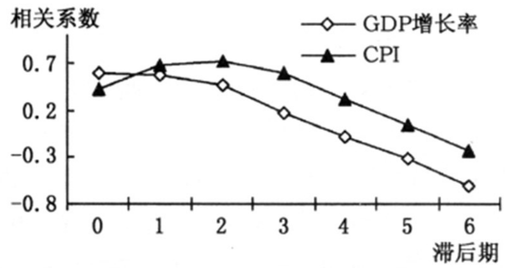

**图 1　跨期相关系数**

下面采用 Goodhart 和 Hofmann(2001)在评价 FCI 的预测效果时用到的自回归(Auto-Regressive)模型方法对中国动态 FCI 的预测能力进行进一步的判断。AR 模型表示为：

$$Y_{t+p} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \sum_{k=0}^{q} \beta_k DFCI_{t-k} + \varepsilon_t \tag{6}$$

其中 $Y_t$ 为待预测变量 GDP 增长率和 CPI。平均绝对误差(MAE)与均方根误差(RMSE)是衡量预测误差的两个常用指标。下文通过估计模型求得这两个指标值，并结合调整的 $R^2$ 评价动态 FCI 对 GDP 增长率和 CPI 的预测效果。根据上文跨期相关分析的结果，动态 FCI 在滞后 1 期时对两者的预测效果最好，但滞后 4 期基本上表现为负相关性。为此，本文运用 AR 模型并分别

取 p＝1,2,3 检验动态指数的预测效果(见表 2)。结果表明:(1)在相同的预测期下,动态 FCI 对 CPI 的预测指标均优于 GDP 增长率,表明动态指数更适用于预测 CPI;(2)在其他条件不变的情况下,随着预测期的增加动态 FCI 对两个待预测变量的预测效果逐渐下降,表明动态指数对未来经济走势的预测效果随着预测期的延长而下降,对下一个季度的预测能力最佳。

**表 2　动态 FCI 对 GDP 增长率和 CPI 的预测误差(2004Q1－2010Q2)**

| | 模型 | $gdpg_{t+p}=\alpha_0+\alpha_1 gdpg_t+\beta DFCI_t+\varepsilon_t$ | | |
|---|---|---|---|---|
| GDP 增长率 | 预测期 | p＝1 | p＝2 | p＝3 |
| | 调整的 $R^2$ | 0.6728 | 0.3409 | 0.0771 |
| | RMSE | 0.0193 | 0.0203 | 0.0210 |
| | MAE | 0.0157 | 0.0163 | 0.0157 |
| | 模型 | $cpi_{t+p}=\alpha_0+\alpha_1 cpi_t+\beta DFCI_t+\varepsilon_t$ | | |
| CPI | 预测期 | p＝1 | p＝2 | p＝3 |
| | 调整的 $R^2$ | 0.8284 | 0.5814 | 0.4258 |
| | RMSE | 0.0130 | 0.0159 | 0.0186 |
| | MAE | 0.0101 | 0.0125 | 0.0142 |

注:gdpg 和 cpi 分别表示 GDP 增长率和 CPI;在估计过程中曾将式(6)中的 q 从 0 到 4 取值,但滞后阶变量的系数都不显著,故模型中 q 取 0。

## 五、动态 FCI 在新凯恩斯混合菲利普斯曲线中的应用

### (一)理论模型

新凯恩斯菲利普斯曲线吸纳新凯恩斯主义的垄断竞争厂商定价行为,摒弃市场出清假设,在理性预期的框架下强调工资和价格粘性,具有价格调整的微观理论基础。Taylor(1980)从厂商名义工资的决定行为出发,引入理性预期假设建立交错合同模型,给出了名义工资存在粘性的微观基础。Calvo(1983)则从生产差别化产品的垄断竞争厂商定价行为出发,以利润最大化原则调整价格,为粘性价格提供了微观基础。但基于上述理论模型的解释变量只包含通胀预期和产出缺口,Ball(1991)证实在该模型下货币政策能够实现在不损失产出的情况下将通胀率降为零。Fuhrer 和 Moore(1995)进一步发现该模型也无法解释通货膨胀的持续性,并建立了一个谈判工资为相对实际工资的新工资合同模型,通过两期合同得到兼有通胀预期和通胀惯性的混合菲利普斯曲线。

Galí 和 Gertler(1999)在 Calvo(1983)的价格粘性模型基础上假定厂商采用前瞻式定价策略,所有厂商以 $1-\theta$ 的概率将价格调整为最优重置价格 $p_t^*$,以 $\theta$ 的概率保持价格不变。在对称的一般均衡经济中,价格总水平 $p_t$ 为两种价格的加权平均和,即 $p_t=(1-\theta)p_t^*+\theta p_{t-1}$。针对 Fuhrer 和 Moore(1995)提出的问题,Galí 和 Gertler(1999)进一步假定存在前瞻式和后顾式两种定价策略的厂商,后顾式厂商的定价 $p_t^B$ 直接依据上一期的最优重置价格,当期新价格为经济中上一期设定的最优重置价格 $p_{t-1}^*$ 与通胀率 $\pi_{t-1}$ 之和,即 $p_t^B=p_{t-1}^*+\pi_{t-1}$。假定 $\omega$ 为采用后顾式定价策略的厂商比例,则包含通胀预期、通

胀惯性和实际边际成本的混合 NKPC 模型为：

$$\pi_t = \lambda_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_c mc_t \tag{7}$$

其中，$\lambda_f = \theta\beta\psi^{-1}$，$\lambda_b = \omega\psi^{-1}$，$\lambda_c = (1-\omega)(1-\theta)(1-\theta\beta)\psi^{-1}$，$\psi = \theta + \omega - \omega\theta(1-\beta)$。β 为贴现率，$\pi_t$ 为通货膨胀率，$mc_t$ 为实际边际成本。该模型基于厂商定价行为推导而来，兼顾了模型的简洁性和现实接近性，已经发展为一种标准形式的 NKPC 模型，很多学者采用类似的模型研究通货膨胀问题（Galí 等，2001、2005；Wong 和 Eng，2010；耿强等，2009；杨小军，2011）。在新凯恩斯理论框架下，实际边际成本与产出缺口存在线性关系，即 $mc_t = \rho y_t$，其中 ρ 为系数，$y_t$ 为产出缺口，则调整后的基准模型为：

$$\pi_t = \lambda_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_y y_t \tag{8}$$

在对 NKPC 模型的研究中，很多学者在 NKPC 模型基础上加入对通胀有影响的变量对模型进行修正。本文在混合 NKPC 模型基础上引入动态金融状况指数，则新的模型为：

$$\pi_t = \lambda_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_y y_t + \lambda_d DFCI_t \tag{9}$$

其中，$\lambda_y = \rho\lambda_c$，$\lambda_d$ 为动态 FCI 的系数。

（二）计量方法

本文采用已有学者通常采用的广义矩估计（GMM）对模型进行估计。[③] GMM 估计需要选择正交矩条件，假定 $z_t$ 为模型中残差正交的信息集，则正交矩条件可表示为：

$$E\{[\pi_t - \lambda_f E_t \pi_{t+1} - \lambda_b \pi_{t-1} - \lambda_y y_t - \lambda_d DFCI_t] z_t\} = 0 \tag{10}$$

在给出正交矩条件后，需要对变量 $E_t\pi_{t+1}$ 选择合适的工具变量。在同类研究中，国内外不同学者都依据基准模型选择工具变量（Galí 和 Gertler，1999；曾利飞等，2006），多数学者选择的工具变量都包含通货膨胀和产出缺口的滞后期。而在工具变量滞后期的选择上，考虑到本文样本数量的限制，过长的滞后期会降低模型估计的自由度，故滞后期不宜过长。综合上述因素，本文选择的工具变量为 t－1 期到 t－4 期的通胀率和 t－1 期到 t－3 期的产出缺口。

GMM 估计还需要设定权重矩阵和核函数。为了获得稳健的估计结果，本文采用 HAC 型权重矩阵（Galí 和 Gertler，1999；耿强等，2009）和 quadratic 核函数（Andrews，1991；耿强等，2009），滞后阶数的选择依据 Newey 和 West（1994）的方法。

（三）实证结果

根据上述方法对模型进行估计，样本区间为 2004 年第一季度至 2010 年第 2 季度。在估计模型之前，对模型中的变量进行单位根检验，各个变量都是平稳序列。为了比较加入动态 FCI 前后模型的变化，本文将分别对基准模型（8）式和包含动态 FCI 的模型（9）式进行估计，结果见表 3。

从 J 统计值和对应的 P 值看，选择的工具变量是有效的，不存在模型错误

设定问题，GMM估计结果具有稳健性。两个模型中，通胀预期($E_t\pi_{t+1}$)、通胀惯性($\pi_{t-1}$)和产出缺口对当期通胀水平的影响都显著。在式(9)中，动态FCI的系数显著，说明当期的动态FCI对通胀有影响，但其影响相对较小。

**表3　新凯恩斯混合菲利普斯曲线的估计结果**

| | $\lambda_f$ | $\lambda_b$ | $\lambda_y$ | $\lambda_d$ | J检验 |
|---|---|---|---|---|---|
| 基准模型 | 0.584*** | 0.559*** | 0.022*** | | 2.104 |
| | (0.001) | (0.001) | (0.001) | | (0.910) |
| 包含动态 | 0.544*** | 0.581*** | 0.016*** | 0.005*** | 2.100 |
| FCI的模型 | (0.011) | (0.007) | (0.001) | (0.001) | (0.910) |

注：参数估计值的括号内为标准误；J检验为Hansen's J统计值，括号中为对应的p值；*** 表示在1%的水平下显著。下同。

由于FCI的一个重要应用在于通胀预测，FCI的滞后期对通胀水平有一定影响，本文将进一步分析动态FCI对通胀的滞后效应，并建立以下模型：

$$\pi_t=\lambda_f E_t\pi_{t+1}+\lambda_b\pi_{t-1}+\lambda_y y_t+\lambda_d DFCI_{t-k} \tag{11}$$

其中k表示动态FCI的滞后期。对上述模型进行GMM估计，不同滞后期下的结果在表4中给出。结果显示，不同滞后期下的J统计值和对应的P值说明工具变量是有效的。从不同滞后期下动态FCI的系数看，当k为1时指数的系数最大，表明滞后一期的动态FCI对通胀的影响最显著，与上文分析结果相似，动态指数对未来一个季度CPI的预测效果最好。k为2时指数的系数为负，表明动态FCI对未来第二个季度CPI的影响具有反转效应，但反转效应较弱。k为3时系数为正，但系数值只有0.002，当k为4时系数不显著。

**表4　动态FCI的滞后效应分析**

| k值 | $\lambda_f$ | $\lambda_b$ | $\lambda_y$ | $\lambda_d$ | J检验 |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.491*** | 0.581*** | 0.001*** | 0.016*** | 2.132 |
| | (0.002) | (0.001) | (0.000) | (0.001) | (0.907) |
| 2 | 0.591*** | 0.560*** | 0.024*** | −0.002*** | 2.095 |
| | (0.008) | (0.003) | (0.001) | (0.001) | (0.911) |
| 3 | 0.578*** | 0.554*** | 0.020*** | 0.002*** | 2.120 |
| | (0.005) | (0.004) | (0.002) | (0.000) | (0.908) |
| 4 | 0.583*** | 0.563*** | 0.022*** | −0.001 | 2.052 |
| | (0.005) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.915) |

综合上述结果，本文构建的动态FCI对未来通胀水平存在影响，特别是对未来一个季度的通胀影响最大；同时也说明在新凯恩斯菲利普斯曲线框架下，除了包含衡量实体经济的变量(产出缺口)外，加入衡量金融市场的金融状况指数是必要的。

为了增强估计结果的可信性，本文在已有的工具变量基础上加入了动态FCI滞后期，估计结果基本相同，表明模型估计结果具有稳健性。

## 六、结　论

针对当前金融状况指数权重系数缺乏动态性，本文采用递归的广义脉冲

响应函数方法构建了中国的动态金融状况指数。基于此，本文从两方面分析了动态金融状况指数的应用。(1)通过跨期相关系数和AR模型分析动态金融状况指数对产出缺口和通胀的预测能力。结果显示，动态金融状况指数对未来产出和通胀水平都具有较好的预测能力，相对而言，动态指数对通胀的预测效果优于对产出缺口的预测。(2)基准的新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型中缺少衡量金融市场的变量。为了进一步拓展金融状况指数的应用，本文将动态指数作为衡量金融市场的变量纳入混合NKPC模型，采用GMM方法进行估计。结果发现在NKPC模型框架下，动态指数对当期的通胀有显著影响，但与衡量实体经济的产出缺口相比，其影响相对较小，当期通胀水平主要受通胀预期和通胀惯性的影响。此外，为分析动态指数对通胀影响的滞后效应，本文还在混合NKPC模型中纳入动态指数滞后期进行检验。结果表明滞后一期的指数对通胀的影响最显著，随着滞后期的增加动态指数对通胀的影响逐渐减弱，说明动态指数对通胀水平的预测效果在未来一个季度表现最好。本文认为，在NKPC模型框架下，有必要将金融状况指数作为金融市场变量纳入模型以分析金融市场对通胀的影响。

**注释：**

①关于实际均衡利率的设定也有许多不同的方法，通常利用潜在GDP的年增长率估算，中国的利率管制使得该指标不适合作为实际短期利率的均衡值，本文采用卜永祥和周晴(2004)的方法。

②由于篇幅限制，这里没有给出估计结果；后文第五部分的单位根检验和在新工具变量下的估计结果也限于篇幅没有给出，有兴趣的读者可以向作者索取。

③Rudd和Whelan(2005)以及Lindé(2005)指出GMM可能导致模型估计结果有偏，但Galí等(2005)针对该问题指出GMM方法的估计结果仍然是无偏和稳健的，Eichenbaum和Fisher(2007)以及Shapiro(2008)也指出GMM估计能够获得稳健的结果，故多数学者还是采用GMM方法估计模型。

**主要参考文献：**

[1]戴国强，张建华.中国金融状况指数对货币政策传导作用研究[J].财经研究，2009，(7)：52－62.

[2]封北麟，王贵民.金融状况指数FCI与货币政策反应函数经验研究[J].财经研究，2006，(12)：53－64.

[3]耿强，张永杰，朱牡丹.中国的通胀、通胀预期与人民币有效汇率——开放新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架下的实证分析[J].世界经济文汇，2009，(4)：23－35.

[4]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.

[5]杨小军.中国新凯恩斯主义菲利普斯曲线的经验研究[J].统计研究，2011，(2)：13－18.

[6]Bernanke B，Gertler M，Gilchrist S.The financial accelerator and the flight to quality[J].Review of Economics and Statistics，1996，78(1)：1－15.

[7]Fuhrer J，Moore G.Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output[J].American Economic Review，1995，85(1)：219－239.

[8]Galí J,Gertler M,David Lopez-Salido J.Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve[J].Journal of Monetary Economics,2005,52:1107—1118.
[9]Galí J,Gertler M.Inflation dynamics:A structural econometric analysis[J].Journal of Monetary Economics,1999,44:195—222.
[10]Goodhart C,Hofmann B.Asset prices,financial conditions,and the transmission of monetary policy[A].Asset prices,exchange rates,and monetary policy[C].Stanford University,March,2001.
[11]Goodhart C,Hofmann B.Asset prices and the conduct of monetary policy[A].The Royal economic society annual conference[C].University of warwich,March,2002.
[12]Hatzius J,Hooper P,Mishkin F,et al.Financial conditions indexes:A fresh look after the financial crisis[R].NBER Working Paper No 16150,2010.
[13]Rudd J,Whelan K.New tests of the new-Keynesian Phillips curve[J].Journal of Monetary Economics,2005,52:1167—1181.

# Dynamic Financial Conditions Index in China under the Framework of the New-Keynesian Phillips Curve

LU Jun,LIU Wei,LI Yi-zhen

(*Lingnan College*,*Sun Yat-sen University*,*Guangzhou* 510275,*China*)

**Abstract**: Given a lack of dynamic weight coefficient of current financial conditions index variable,this paper employs the approach of recursive generalized impulse response function to construct dynamic financial conditions index in China.The results show the dynamic index provides a good predication for next quarter's output and inflation levels and is more suitable for forecasting future inflation.Then it takes the dynamic index as a variable of financial market and introduces it into the model of the new-Keynesian Phillips curve.Based on GMM model,it arrives at a conclusion that the dynamic index has significant effects on current and next quarter's inflation. Therefore, it is necessary to introduce dynamic financial conditions index taken as a financial market variable into the framework of Phillips curve in order to analyze the impact of financial market on inflation.

**Key words**: dynamic financial conditions index; new-Keynesian Phillips curve; inflation; generalized impulse response function

(责任编辑　喜　雯)