

中国货币状况指数实证检验*

江曙霞,江日初

(厦门大学 金融系,福建 厦门 361005)

摘 要:以 1996 - 2006 年季度数据为样本,对中国货币状况指数标准形式与扩展形式分别进行测算。通过将所测算的货币状况指数与样本期季度 GDP 累计实际增长率,以及 CPI 走势关系进行对比分析,可以发现:样本期中国货币状况指数,可以运用国际学术界通行的双变量形式,即只考虑市场化利率与汇率的影响,而无须考虑中国以货币供应量作为中介目标的特定背景,纳入广义货币供应量。而在纳入货币供应量之后,货币状况指数对经济增长与 CPI 走势的解释力均明显下降。

关键词:货币状况指数;实际利率;实际有效汇率;CPI 走势

中图分类号:F822 **文献标识码:**A **文章编号:**0438 - 0460(2008)02 - 0085 - 08

一、引言

货币状况指数(Monetary Condition Indices, MCIs)一般是指实际利率与实际有效汇率相对于基期变化的加权平均数,相关权数反映两者对总需求或通货膨胀的相对影响。传统的货币状况指数(Guender、Matheson, 2002)表达如下:

$$MCI_t = \alpha (r_t - r_b) + \beta (e_t - e_b) \quad (1)$$

其中, α 、 β 分别为实际利率 r 与实际有效汇率 e 的权重, r_t 、 e_t 分别为 t 期实际利率与实际有效汇率, r_b 、 e_b 分别为基期实际利率与实际有效汇率。

自 20 世纪 90 年代初以来,多家中央银行已运用估算的货币状况指数作为政策立场指标,甚至是货币政策的操作目标。如加拿大银行、新西兰储备银行,明确把货币状况指数作为货币政策操作目标,瑞典与挪威的中央银行把货币状况指数作为货币政策立场指示器,此外,部分国际组织以及金融合作组织也构建了一些国家的货币状况指数,以作为对相关国家总体货币环境进行判断的参考指标。

在实证研究方面,Dennis(1997)研究结果表明,新西兰的宏观经济走势与货币状况指数变化相吻合。Batini 和 Turnbull(2000)考虑到经济变量的时滞,构建了英国的动态货币状况指数,其计量结

* 收稿日期:2007 - 11 - 08

作者简介:江曙霞(1955-),女,福建惠安人,厦门大学金融系教授、博士生导师,经济学博士;江日初(1971-),男,江西鄱阳人,厦门大学金融系博士研究生。

果证实货币状况指数与产出和通货膨胀都有很强的相关关系,可以作为预测未来通货膨胀的一个先导指标。Kesriyeli 和 Kocaker (1999) 计算了土耳其的货币状况指数,发现土耳其的货币状况指数上升却伴随着较高的产出增长率和通货膨胀率,但他们认为,其原因并非是货币状况指数不能正确指示货币环境的“松紧”,而在于其他因素削弱了货币政策的效果。

对于中国货币状况指数的构建,卜永祥和周晴(2004)考虑中国货币政策现实情况,以利率、汇率和广义货币供应量 M2 为政策变量,运用单方程估计法估算了中国的实际和名义货币状况指数,并对实际货币状况指数与经济增长以及名义货币状况指数与通货膨胀间的关系进行了描述性分析。香港金融管理局彭文生、梁伟耀(2005)则以利率、汇率和银行信贷总额为政策变量,同样运用单方程估计法估算了中国(大陆地区)的货币状况指数。陈建斌、龙翠红(2006)考虑了利率、汇率和银行信用对中国货币环境的影响,运用 VAR 模型的脉冲响应函数估计利率、汇率和银行信用在估算货币状况指数时的权重,并通过考察货币状况指数与经济增长的关系,验证了 1990 年以来中国货币政策的执行效果,并对货币状况指数与经济增长的相关关系和因果关系进行了计量检验。

以上研究为本文的研究提供了可供借鉴的经验与方法,但在国内已有的研究中,所测算的货币状况指数与经济及 CPI 走势大多没有呈现显著的反向关系,这与 MCI 指数理论不是很吻合;此外,由于样本期与指标选择的差异,MCI 指数测算的结果差异较大。考虑 1996 年以后我国同业拆借市场利率才较具代表性这一实际情况,以及近年来对货币政策频繁操作及有关政策尺度松紧的争议,本文选择 1996 - 2006 年季度样本数据对我国货币状况指数进行测算,以寻找中国货币政策立场测度指标。

二、货币状况指数的组成部分

货币状况指数的组成部分通常包括利率与汇率。由于货币供应量于我国货币政策的现实也是重要指标。因此,下面我们着重说明关于利率、汇率与货币供应量三个指标的选取。

1. 实际利率

在分析货币状况指数时,首选的利率指标应该是市场化利率指标。我国尚未完全利率市场化,能够反应市场利率变化的全国性指标也很少,有的数据期很短,如上海同业拆借利率,不足以支持实证研究。因此,我们选用全国银行间同业拆借七天期利率与人民币实际有效汇率进行传统货币状况指数分析。由于在扩展的 MCI 指数中需要加入货币供应量指标,为避免利率指标受货币供应量变化的影响,我们选择一年期存贷款利率作为替代指标。其中,一年期存贷款利率样本原始数据取自于中国人民银行网站,各季度利率根据利率变化情况加权平均计算。全国银行间同业拆借利率原始数据来源于中经网数据库全国银行间同业拆借七天期利率数据,季度数据采用月度数据简单平均计算。

2. 实际有效汇率

实际有效汇率是将国内外价格结合在內的根据贸易比重进行加权的一种货币相对于其他多种货币双边汇率的加权平均数。由于中国经济与全球经济的日益融合,实际有效汇率成为影响经济增长的重要变量。实际有效汇率的变动会改变本地及进口商品的相对价格,从而影响支出。汇率变动可能会改变贸易价格比率,引致收入效应从而影响本国需求。此外,根据本国经济相对于其他国家(地区)是否有相对净外币负债(资产),本国货币升值可能会产生正面(负面)的资产负债表效

按照费雪方程式,实际利率等于名义利率减通货膨胀率,我们用季度 CPI 指数替代季度通货膨胀率。因此,各项实际利率等于其名义利率减去同季 CPI 指数。该文以下除特别说明,均指实际利率。

应。我们的样本数据来自于国际货币基金组织 (IMF) 网站国际金融统计数据库。

3. 货币供应量

1993 年以前,我国货币当局主要通过调控现金投放和信贷规模来控制总需求。20 世纪 90 年代初的金融失控局面使原有货币政策调控机制的不足显得非常突出。这迫使货币当局寻找新的总量调控手段,并开始在中央银行内部尝试使用货币供应量目标。1993 年中国人民银行首次向社会公布货币供应量指标,并于 1996 年起一直采用该指标作为货币政策的中介目标。1998 年放弃信贷规模控制后,货币供应量的中介目标地位更加牢固。从 1994 年 10 月起,中央银行按季度向社会公布货币供应量统计数据;1999 年起,改为每月中旬以新闻的形式对外公布上个月的货币供应量统计数据,并于四周后在人民银行网站上公布上个月的统计数据;2003 年起,每月 15 日左右在《金融时报》上公布上个月的货币统计指标。本文货币供应量实证数据来自于中国人民银行统计季报各期数据。

三、货币状况指数的理论模型及其变换

虽然传统的货币状况指数纳入了货币政策影响经济的利率与汇率两个主要渠道,但如第二部分所述,货币供给和信贷总量都是货币政策传导重要部分。经 CPI 调整的三个层次货币供应量指标 M0、M1 和 M2 具有很强的相关性,其中广义货币供应量 M2 的季节变化趋势最弱。因此,依据引入变量的差异,我们考虑了两个不同的货币状况指数模型:只纳入利率与汇率两个指标的基本模型 MCI_t 与考虑中国现实情况的加入广义货币供应量 M2 的货币状况指数模型 MCI_t^m ,下文我们仅以扩展的货币状况指数 MCI_t^m 为例来说明该模型及其变换。

$$MCI_t^m = A_r(r_t - r_b) + A_e(e_t - e_b) + A_m(m_t - m_b) \quad (2)$$

其中, r_t 表示 t 期实际利率; r_b 表示 t 期均衡利率; e_t 表示 t 期实际汇率的自然对数, e_t 增加, 本币升值; e_b 表示 t 期均衡汇率的自然对数; m_t 表示 t 期实际货币供应量的自然对数; m_b 表示 t 期均衡货币供应量的自然对数; A_r 、 A_e 、 A_m 分别表示 MCI 对利率、汇率、货币供应量的权重, 并且 $A_r > 0$, $A_e > 0$, $A_m < 0$ 。

(2) 式中, 相对于均衡水平, 实际利率和实际汇率越高, 货币总量越小, MCI 越大, 表示货币政策趋紧; 反之, MCI 越小, 表示货币政策宽松。

MCI 指数中的相关参数通常采用 IS 曲线估计方法加以确定。我们采用单方程方法估计 IS 曲线, 以得到 (2) 式中三个参数 A_r 、 A_e 、 A_m 的估计值。首先设定 IS 曲线的形式:

$$Y_t^m = c + \sum_{s=1}^k A_s Y_{t-s} + A_r R_t + A_e E_t + A_m M_t + v_t \quad (3)$$

其中, Y_t 表示按不变价格计算的第 t 期国内生产总值, 即实际国内生产总值; Y_{t-s} 表示滞后 s 期的实际国内生产总值, s 从 1 到 k , 通过从一般到个别的方法来确定滞后期, 即首先包含滞后 4 期实际国内生产总值, 然后根据统计显著性水平逐个剔除; R_t 表示 t 期实际利率; E_t 表示 t 期实际有效汇率; M_t 表示 t 期实际货币供应量; c 表示常数项; v_t 表示随机扰动项。

根据 (3) 式, 当经济达到均衡状态时, 即有 $Y_t^m = Y_t = Y_{t-s}$, $R_t = R_t$, $E_t = E_t$, $M_t = M_t$, $v_t = v_t$, 其中 Y_t 、 Y_{t-s} 、 R_t 等表示经济达到均衡时的相关变量, 得以下 (4) 式:

$$Y_t^m = c + \sum_{s=1}^k A_s Y_{t-s} + A_r R_t + A_e E_t + A_m M_t + v_t \quad (4)$$

根据前列各式变换, 得:

$$Y_{t-s} - Y_{t-s}^m = \sum_{s=1}^k A_s (Y_{t-s} - Y_{t-s}^m) + A_r (R_t - R_t) + A_e (E_t - E_t) + A_l (M_t - M_t) + v_t - v_t$$

$$\text{令 } Y_{t-s} - Y_{t-s}^m = y_{t-s}, R_t - R_t = r_t, E_t - E_t + M_t - M_t = m_t, v_t - v_t = \varepsilon_t,$$

则有:

$$y_t^m = \sum_{s=1}^k A_s y_{t-s} + A_r r_t + A_e e_t + A_m m_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

(5) 式中, y_t 表示 t 时期实际国内生产总值与潜在国内生产总值间的缺口, y_{t-s} 表示滞后 s 期的产出缺口, r_t 表示 t 期实际利率与均衡利率的缺口; e_t 表示实际有效汇率与均衡有效汇率的缺口; m_t 表示实际货币供给与均衡货币供给的缺口; ε_t 表示随机扰动项。

在选取了样本数据之后, 利用 EVIEWS5 计量经济软件采用最小二乘估计法对 (5) 式进行参数估计, 得 A_r 、 A_e 、 A_m 的估计值, 便可得到货币状况指数理论模型。

四、货币状况指数的测算

考虑 1996 年以前同业市场拆借利率的代表性及 1995 年较高的实际负利率, 我们以 1996 - 2006 年季度数据为样本数据, 共计 44 个样本。选取的季度数据项目包括名义国内生产总值 (GDP)、全国银行间 7 天同业拆借名义利率 (i)、一年期存款名义利率 (dr)、一年期贷款名义利率 (lr)、居民消费价格指数 (cpi)、名义有效汇率 (e)、名义广义货币供应量 ($M2$) 和人民币名义贷款总额。数据来源包括《中国金融年鉴》各期、中国人民银行统计季报、中国人民银行网站、中经网数据库等。

1. 产出缺口的估计

到目前为止, 我国还没有正式按季度公布实际 GDP, 我们根据季度名义 GDP 经当季 CPI 换算得实际 GDP 序列。对实际 GDP 进行 HP 滤波处理, 得 $hptrendgdp$ 序列, 两者同取自然对数, 以 $lngdp$ 为因变量对 $lnhptrend$ 与一至三季度虚拟变量进行回归, 结果如下:

$$\ln gdp = 0.7934 + 0.9434 \ln hptrendgdp - 0.4046 D_1 - 0.2713 D_2 - 0.2516 D_3$$

(2.6287) (31.9786) (-13.2942) (8.9307) (-8.2941)

调整后拟合优度 $R_2 = 0.9677$, F 统计量 = 322.8213, $D. W. = 1.5175$

尽管 $D. W.$ 系数相对较低, 但从残差序列分析, $Q = 3.755$, 不存在自相关。将实际 GDP 数据回代上述方程, 得到各季度趋势值 $lngdp1$, 并按下式求出产出缺口:

$$y = (\ln gdp - \ln gdp 1) / \ln gdp 1$$

2. 各相关指标对均衡的偏离序列的确定

如何确定各变量的长期趋势或均衡水平是一个难题, HP 滤波法常用于时间变量趋势序列分析。(Gauthier et al., 2004) Goodhart 与 Hofmann (2001) 在其文章中对四个变量的趋势分别作了不同的定义: 短期利率趋势为其样本均值, 汇率与房价的趋势为线性趋势, 股价的趋势则用平滑参数为 100 00 的 HP 滤波算出, 理由是股票价格的期望值具有很强的时变性。其后 Goodhart 与 Hofmann (2002) 又认为所有的变量都应该用 HP 滤波去除时变趋势。

在对中国货币状况指数进行测算时, 卜永祥、周晴 (2004) 对人民币实际有效汇率偏离均衡水平序列的确定方法是, 将人民币实际有效汇率对时间进行回归, 将其残差序列作为人民币实际有效汇率对均衡水平偏离序列; 而一年期存款利率与广义货币供应量则采用其一阶差分序列作为对均衡水平的偏离序列。香港金融管理局彭文生、梁伟耀 (2005) 则以利率、汇率和银行信贷总额为政策变量, 在估计 MCI 指数权重时, 其利率指标使用的是原序列, 而人民币实际有效汇率与信贷总额则分别采用一阶差分序列。陈建斌、龙翠红 (2006) 则分别用实际 GDP 增长率、实际利率与信贷总额的

一阶差分序列运用 VAR 方法估计 MCI 指数系数权重。陆军、梁静瑜(2007)在估算中国金融状况指数时以利率、汇率、住房价格与资产价格作为政策变量,在估计 FCI 指数权重时,他们对各指标采用滞后四期的一阶差分作为解释变量,并采用不同的滞后期进行测试,选取最理想的检验结果构建中国金融状况指数。

我们分别采用上述研究者所采用的不同方法及其组合进行测试,通过计量效果的比较选择,我们选择两种变量处理方法:对人民币实际有效汇率与广义货币供给量,我们采用 Godhart 与 Hofmann(2002)的方法,采用 HP 滤波值作为对均衡值的替代,然后用实际值或实际对数值减滤波值与滤波对数值作为对均衡值的偏离;对全国银行间同业拆借七天期实际利率与一年期存款实际利率,我们采用陆军、梁静瑜(2007)的方法,以相对上年同期变化数代替对均衡值的偏离。

将全国银行间同业拆借 7 天期名义利率与一年期存款名义利率经 CPI 调整为实际利率,再将该序列与滞后 4 期序列进行差分,差分后各数据的经济含义为本期利率较上年同期变化数。

对人民币实际有效汇率指数,进行 HP 滤波处理,其均衡序列与实际有效汇率对均衡实际有效汇率的偏离序列 $(l_t - e^e) = e - e_{hp}$ 。对经 CPI 调整的广义货币供应量 M2 进行 HP 滤波处理,再将其作为实际广义货币供应量的减项,得到实际广义货币供应量对 HP 滤波趋势值的偏离序列 $(m_t - m^e) = \ln m2 - \ln(m2_{hp})$ 。由于 $(m_t - m^e)$ 为非平稳序列,对其一阶差分,得到新序列 $detm21$ 。

3. 相关时间序列平稳性检验

根据计量经济学相关理论,一般而言,产出缺口与利率序列是平稳的,可以不经单位根检验。而本实证所应用的数据序列都经过相对复杂的处理,因而我们对各时间序列分别进行平稳性检验,采用 ADF 检验,其检验一般方程式为:

$$y_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \mu_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

其中被检验序列是否含有截距项与时间趋势根据被检验序列图形确定,在待检验的几个序列中,均不存在明显的时间趋势与截距项。滞后阶数按 AIC 信息准则选择最大滞后阶数为 9 由 EVIEWS5 自动选择确定。

表 1 相关序列 ADF 检验结果

变量	单整阶数	显著性水平	滞后季度
产出缺口 y	$I(0)$	1 %	1
$(r_t - r^e)$ 的替代 R_4	$I(0)$	5 %	1
$(dr_t - dr^e)$ 的替代 $dr4$	$I(0)$	1 %	9
$(e_t - e^e) : dete$	$I(0)$	5 %	1
$(m_t - m^e) : detm21$	$I(0)$	1 %	1

4. 中国货币状况指数的估计和结果说明

在考虑中国货币状况指数构建时,我们借鉴以前研究者的方法,运用多种指标组合法构建不同的货币状况指数,然后根据相关理论与实证结果选取其中两个加以分析比较。

考虑自 1996 年以来中国利率逐步市场化的现实,我们首先构建以全国银行间同业拆借利率与人民币实际有效汇率为测度指标的国际通行的标准货币状况指数。然后,考虑中国货币政策以货币供应量为中介目标的现实,再构建以一年期存款利率、人民币实际有效汇率与广义货币供应量 M2 为测度指标的考虑中国现实情形的货币状况指数。

(1) 标准的两变量货币状况指数估计

类似于前文(5)式,双变量 IS 曲线估计结果如下:

$$y = 0.001081(r_t - r^e) - 0.000577(e_t - e^e)_{t-8}$$

(- 2.1899) (- 2.0590)

$$Likelihood = 133.066 \quad DW = 1.7426 \quad R^2 = 0.1829 \quad \text{调整后 } R^2 = 0.1589$$

将系数标准化,并以其为基础构建中国标准货币状况指数:

$$MCI_t = (r_t - r_b) + 0.53413(e_t - e_b)$$

其中标准化后的系数表示利率提高(或下降)一个百分点等效于人民币汇率指数上升(或下降)0.53413点。

根据样本期内产出缺口数据,我们选择产出缺口最小的季度——2002年第3季度作为基期,计算样本期中国标准的货币状况指数。同样,以2002年第3季度作为基期,计算样本期累计季度 GDP 增长率(G)并与标准的货币状况指数(MCI)进行对比,如图1所示。

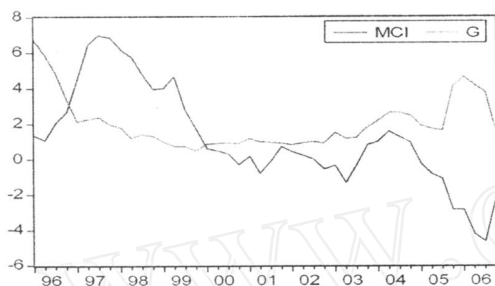


图1 标准货币状况指数与季度 GDP 累计增长率对比

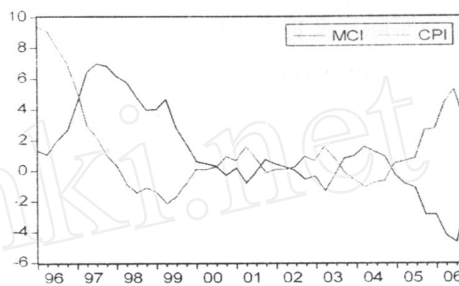


图2 中国标准的货币状况指数与季度 CPI 对比

从图1、图2可以看出,货币状况指数与经济增长走势大体呈反向关系,当货币状况指数走低时,经济增长速度提高,反之,货币状况指数走高,则经济降温,增长放缓。这与货币状况指数的理论设定完全相符。通过格兰杰因果检验,我们也可以发现,MCI是季度累计 GDP 增长率的格兰杰原因,而季度累计 GDP 增长率不是 MCI 的格兰杰原因。

从理论上讲,货币状况指数与通货膨胀率(CPI)走势也呈反向关系,因此,我们将其进行对比,如图2所示。通过对比,货币状况指数与 CPI 走势的反向关系相比于与累计实际 GDP 增长率的关系更为明显。

(2) 扩展的三变量货币状况指数

在构建扩展的三变量货币状况指数时,我们考虑到全国银行间同业拆借利率属市场化利率,会受到货币供应量影响,如果同时纳入,会影响回归结果,因此,选用一年期存款实际利率指标,这样一年期存款利率与广义货币供应量共同作为政策变量,影响经济的内部均衡。按前文(5)式,IS 曲线估计结果如下:

$$y = 0.20944y_{t-1} - 0.001118(d_r - dr^e)_{t-5} - 0.000499(e_t - e^e)_{t-8} + 0.089964(m_{2t} - m_2^e)_{t-2}$$

(1.6895) (- 3.5625) (- 1.1478) (2.0296)

$$Likelihood = 128.642 \quad DW = 2.0138 \quad R^2 = 0.1688 \quad \text{调整后 } R^2 = 0.0883$$

将系数标准化,并以其为基础构建中国扩展的货币状况指数:

在实证过程中,我们也曾尝试以多种不同组合甚至以国内信贷总额替代广义货币供应量 M2 进行测试,其余结果 T 值多不显著。此略。

$$MCI_t^m = (dr_t - dr_t^e) + 0.5724(e_t - e_t^e) - 106.5865(\ln m_{2,t} - \ln m_{2,t}^e)$$

标准化后的系数含义为:利率提高(或下降)一个百分点等效于人民币汇率指数上升(或下降)0.5724点或广义货币供应量M2减少(或增加)106.58个点的对数差值。

同前,选择2002年第3季度作为基期,计算样本期中国扩展的货币状况指数。如前,我们将扩展的MCI指数和季度实际GDP增长率与季度CPI分别进行对比,如图3、图4所示。不难看出,在纳入广义货币供应量M2之后,货币状况指数和季度实际GDP增长率与季度CPI的反向关系减弱甚至模糊。关于这一点,无论是从图形关系对比上或者是格兰杰因果检验结果看,都比较明显。从格兰杰因果检验结果看,纳入广义货币供应量M2后的货币状况指数对季度累计GDP增长率的解释力明显减弱,通过P值含义可以看出,其解释力从80%下降为30%。

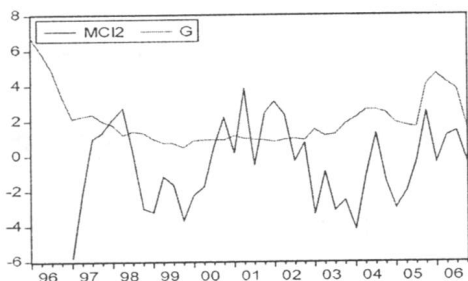


图3 扩展货币状况指数与季度GDP累计增长率

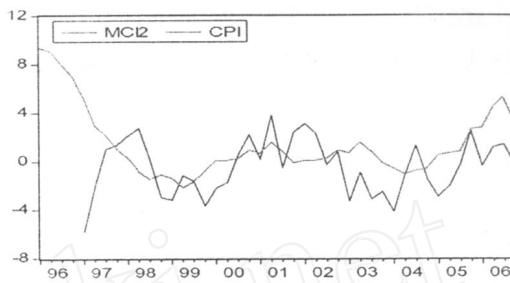


图4 扩展的货币状况指数与季度CPI

五、结论与政策含义

从各变量在IS曲线的滞后期来看,市场化利率对经济的影响不存在明显的滞后效应,而一年期存款利率的滞后期为5期,汇率由于J曲线效应滞后期甚至长达8个季度,广义货币供应量的滞后期为2期。(李治国等,2007)关于汇率的时滞,本研究与学术界对J曲线的时限研究是一致的,J曲线最早在英国被发现,1967年英镑对美元大幅贬值,但贬值之初,英国国际收支大幅恶化,自1969年开始改善,1971年达到高峰。日本广场协议的升值效应也在两年后开始显现。我国1994年汇率并轨的效应也在两年以上。方先明等(2005)对利率政策与货币供应量对经济与CPI影响的时滞进行了研究,其结论是存在明显的时滞,并认为减小时滞效应的途径是加快利率市场化,这与我们研究后的看法相一致。

从前文实证结果,我们可以发现,自1996年以来,中国货币状况指数可以运用国际学术界通行的双变量形式,即只考虑市场化利率与汇率的影响,而无须考虑中国以货币供应量作为中介目标的特定背景,纳入广义货币供应量。相反,在纳入货币供应量之后,由于货币供应量与一年期贷款利率均为政策变量,没有反映市场(或经济体)对政策变量的反应,回归效果不理想,所计算的货币状况指数对经济增长与CPI走势的解释力均明显下降。当利率逐步市场化,传导机制日益完善的情况下,市场化利率会充分反应政策变量的影响,这时,运用市场化利率的优势就会显现。

从双变量的MCI指数分别与经济增长率及CPI走势的实证关系来看,运用MCI指数可以作为中国货币政策的较好测度指标,用以解释经济波动与CPI走势变化。因而,综合运用利率与汇率政策调控宏观经济应成为未来经济调控的主要方向。从利率与汇率的滞后期来看,汇率的滞后期较长,不易于在短期内观测其效果,因而对汇率的调整需要慎重辨别经济因素与非经济因素,以免加剧经济不必要的波动。

参考文献：

- 卜永祥、周晴,2004:《中国货币状况指数及其在货币政策操作中的运用》,《金融研究》第1期。
- 陈雨露、边卫红,2003:《开放经济中的货币政策操作目标理论——纳入汇率因素的货币状况指数(MCI)》,《国际金融研究》第10期。
- 陈雨露、周晴,2004:《浮动汇率制度下货币政策操作模式及中国货币状况指数》,《世界经济》第7期。
- 陈建斌、龙翠红,2005:《中国货币状况指数构建及对货币政策效果的验证》,《当代财经》第5期。
- 彭文生、梁伟耀,2005:《中国内地的货币状况指数》,《香港金融管理局季报》第2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。
- 李治国、徐剑刚、曾利飞,2007:《人民币升值压力下存在J曲线效应吗》,《世界经济研究》第3期。
- 方先明、熊鹏,2005:《我国利率政策调控的时滞效应研究——基于交叉数据的实证检验》,《财经研究》第8期。
- 黄昌利,2007:《人民币实际有效汇率的测算与解析:1990-2007》,《金融理论与实践》第7期。
- 钱小安,2002:《货币政策规则》,上海:商务印书馆。
- Batini Nicoletta, Kenny Turnbull, 2002, "A Dynamic Monetary Conditions Index for the UK", *Journal of Policy Modeling*, (24) 257 - 281.
- Dennis Richard, 1997, "A measure of monetary conditions", *JEL Classification: C22, C52, E58 Discussion Paper Series January*.
- Siklos Pierre L, 2000, "Is the MCI a useful signal of monetary policy conditions? An empirical investigation", *international finance*, 3:3, pp. 413 - 437.
- Guender Alfred V, 2002, "Design Flaws in the Construction of Monetary Conditions Indices?", *A Cautionary Note New Zealand Economic Papers*, Vol. 36.
- Freedman Charles, 2000, "Recent Developments in the Framework for the Conduct of Monetary Policy in Canada", *Canadian Business Economics*, November.
- Qayyum Abdul, 2007, "Monetary Conditions Index: A Composite Measure of Monetary Policy in Pakistan", *MPRA Paper No. 2153*, posted 09. March.

[责任编辑:叶颖玫]

Empirical Research on Chinese Monetary Condition Indices

JIANG Shu-xia, JIANG Ri-chu

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian)

Abstract: Based on the quarterly data from 1996 to 2006, this study estimated both the standard and expanded forms of the Chinese monetary condition indices. After a contrastive analysis of the estimated monetary condition indices and the quarterly GDP growth rates in the sample period, as well as the CPI trend, it is found that the Chinese monetary condition indices in the sample period can be estimated by the internationally recognized form of bi-variation, that is, without considering the special context in China where money supply is used as an intermediate target, money supply can be incorporated simply from the perspective of market-directed interest rate and exchange rate. Conversely, after money supply is incorporated into the model, the power of monetary condition indices for the interpretation of economic growth and CPI trend is appreciably weakened.

Key Words: monetary condition index, actual interest rate, real effective exchange rate, CPI trend