

我国利率政策效果的实证检验

庞晓波¹, 李东元²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文通过引入货币乘数对新凯恩斯模型进行了修正, 并运用修正后的模型, 通过区间分析方法对我国的利率政策进行了检验。检验的结果表明, 修正后的新凯恩斯模型不仅可以很好地衡量我国的利率政策, 而且得出了非常重要的经验性结论: 我国利率政策正在逐渐发挥出其应有的作用, 但其效果相对来说还很微弱, 而我们在推动利率市场化、不断加强利率对宏观经济调节效果的同时, 还要警惕过度投资以及潜在通货膨胀等情况的发生。

关键词: 修正的新凯恩斯模型; 利率政策; 实证检验

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

到目前为止, 我国一直实行对利率和基础货币量双重控制的政策操作, 利率实际上相当于政策工具, 检验货币政策效果必须充分注意到这个基本点。

根据凯恩斯的货币非中性理论, 在利率传导机制¹中, 利率和货币供应量都处在非常重要的环节上, 但哪个更适宜作为中介目标往往取决于一国经济波动的特定结构。倘若经济波动的主要来源是货币需求方面, 那么货币供应量就不适合充当中介目标。反之, 如果货币需求很稳定, 面临的经济冲击主要是能源危机、投资消费结构变化等实质性冲击, 此时利率目标就不利于货币当局识别货币政策操作的效果³。一些学者以利率作为中介目标将我国货币政策运用于检验泰勒规则^{1][2]}, 描述了我国银行间拆借利率的具体走势。但我国同业拆借利率所反映的仅仅是银行间的拆借行为, 对实际经济的影响能力有限, 因此它对货币政策的可借鉴性并不大。李春吉⁶选择了以货币供应量为中介目标的新凯恩斯主义货币经济模型来理解的中国货币政策, 该模型同时兼顾了家庭、企业及央行的行为, 是货币政策研究方法的一大进步。但无论是泰勒规则, 还是新凯恩斯规则, 都是在国内市场高度发达、利率自由浮动的条件下提出的, 并且利率都是作为内生变量在模型中出现的, 所以, 当利率和货币供给量同时都作为调控变量时, 上述模型在我国的适用性就值得质疑。从1996年起, 人民银行开始采用货币供应量 M_1 和 M_2 作为货币政策的中介目标, 而利率在实际上则一直作为货币政策工具被央行牢牢的掌控着, 所以我国的利率传导机制链条在 $M \rightarrow r$ 这一段实际上是断裂的, 即利率并不会随着货币供应量的改变而发生变化, 这样以货币供应量为中介目标的政策效果必然不会令人满意³, 因此, 在我国利率不能自由浮动的情况下, 就更加有必要研究我国利率政策的执行效果。

鉴于此, 本文尝试性的引入货币乘数(K), 把利率(R)和基础货币量(M_0)作为外生变量对新凯恩斯模型进行了修正, 并通过区间分析方法对我国的货币政策进行检验, 最后得出经验性结论。

2 新凯恩斯模型以及对它的修正

2.1 新凯恩斯模型

Clarida, R., Cali, J., Gertler, M.(1999)在‘The science of monetary policy: A new-Keynesian perspective’中首先提出了新凯恩斯模型(或称之为“新古典综合模型”), 它不仅继承了凯恩斯传统

的名义刚性理论，又把宏观和微观结合起来，由家庭和企业的最优化行为导出总量行为方程，以实际经济周期理论的动态一般均衡模型来进行货币政策分析。如今它已经成为国外研究货币政策的最重要的工具之一。

该模型包含三部分内容：(1)代表家庭行为的IS曲线，(2)代表企业行为的Phillips曲线，(3)泰勒货币规则。模型的具体形式如下：

$$y_t = \alpha E\{y_{t+1} | \Omega_t\} + \eta(r_t - E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\}) + g_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \delta E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\} + \lambda y_t + u_t \quad (2)$$

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)r^* \quad (3)$$

$$r_t^* = \beta E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\} + \gamma y_t \quad (4)$$

由于文章篇幅所限，关于模型的详细推倒过程请参阅本文的参考文献，这里直接给出相应的结论进行分析。在方程(1)中， y_t 是产出缺口， Ω_t 代表央行在t期决定利率水平时所涉及的全部信息变量， r_t 是联邦基金利率， π_t 为通货膨胀率， g_t 是偏好冲击，它服从自回归过程 $g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t$ ，其中 $\mu \leq 1$ ； \hat{g}_t 服从均值为0，方差为 σ_g^2 的正态分布。而 $E\{y_{t+1} | \Omega_t\}$ 和 $E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\}$ 分别为在t期时对产出缺口和通胀率在t+1期的预期值。方程(2)中， u_t 是生产率冲击，也服从自回归过程 $u_t = \vartheta u_{t-1} + \hat{u}_t$ ，其中 $\vartheta \leq 1$ ； \hat{u}_t 服从均值为0，方差为 σ_u^2 的正态分布。方程(3)中， ρ 是平滑系数。

我们首先对方程(3)用全部样本进行TOLS(两阶段最小二乘法)检验(检验的结果见表1)。首先，该模型是在国内市场高度发达、利率自由浮动的条件下提出的，所以假设前提就与我国实际不符；在经济含义上，该方程忽略了实际利率和预期通胀率的有效性对名义利率的影响，而被忽略的这两个因素又是政府在制定货币政策时所不可或缺的，因此，该方程在理论上缺乏说服力；其次，从计量的角度对模型系数的估值进行简要的分析，从表1的估计结果中可以很明显的发现，平滑系数 $\rho = 0.98$ ，在理论上与前人的研究成果不符，在实际上也有悖于中国的货币政策，系数 β 和 γ 的方差偏高，所以其系数值自然也就缺乏稳定性，拟合优度 R^2 的数值(0.62)明显偏低，说明新凯恩斯模型中的原货币规则在96年以前并不能很好的描述中国的利率政策。

基于以上分析，我们认为在国内市场还不是高度发达、利率没有自由浮动，我国国情与新凯恩

表 1

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)\beta E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\} + (1 - \rho)\gamma y_t$$

系数	ρ	β	γ	R^2	DW
估计值	0.984580 (0.015829)	0.377647 (11.35767)	-0.731935 (11.76030)	0.620545	2.194119

工具变量包括： π_t ， y_t ，分别为通胀率和产出缺口； r_t 选取的是一年期存款利率；括号内的数字是标准差。样本区间为1992年1季度至2004年4季度。数据来自《中国金融年鉴》各期。

斯模型的假设前提不符的条件下，就有必要对新凯恩斯模型进行修正。

2.2 货币乘数对新凯恩斯模型的修正

根据中国货币乘数理论，货币乘数是广义货币供应量(M_1, M_2)与基础货币(M_0)之间的一种对应关系，表示货币供应量相对于基础货币的张缩倍数，它是中央银行通过控制基础货币来控制货币供给总量的重要依据。对于不同层次的货币供应量，存在不同的货币乘数，根据现行的金融统计口径，我国货币供给量分为3个层次： M_0 ：流通中现金； M_1 ：狭义货币=流通中现金+活期存款； M_2 ：广义货币=狭义货币+准货币(即：定期存款+储蓄存款+其他存款)。相应的，我国货币乘数可分为：狭义货币乘数 $K_1(M_1/M_0)$ 和广义货币乘数 $K_2(M_2/M_0)$ 。各个层次的货币的流动性有很大的差别， M_1 的流动性最大，因此在市场中构成的需求水平最高(即货币流通速度快)，而 M_2 的流动性最小，在市场中构成的需求水平最低(即货币流通速度慢)。所以，我国货币政策的中介目标调控，在即期以监控狭义货币乘数为主，在中长期则以广义货币乘数为主(刘斌、邓述慧，1999)。根据货币理论，货币乘数是内生的、不可控的，它取决于商业银行意愿持有的准备金比率和公众意愿持有的货币比率，而这两者又都与利率有关，利率的变动也就会影响到货币乘数以及广义货币量。基础货币量 M_0 是广义货币量的一部份，当改变利率使得货币需求增加或减少时，通过银行的货币创造会对货币需求给予补充。于是，基础货币量的不足会通过货币乘数增大反映出来。在实施利率管制的经济里，如果基础货币不跟随利率相应地调整，货币的需求与供给的总量关系也会通过货币乘数的变化反映出来。所以，货币乘数的上升是基础货币不足以跟随货币需求增加的反应；反过来，货币乘数的减小则或是货币需求减少，或是基础货币供给过度的结果。因此，在我国实施利率、货币供给量双重控制管制，有效货币需求不能直接度量条件下，货币乘数能够反映货币需求量的变化。从长期来看， M_2 是衡量总需求水平的最重要的因素。因此本文只考虑控制中长期中介目标的货币乘数 K_2 。

用货币乘数修正后的新凯恩斯模型的具体形式如下：

$$y_t = \alpha E\{y_{t+1}|\Omega_t\} + \eta(R_t - E\{\pi_{t+1}|\Omega_t\}) + g_t \quad (5)$$

$$\pi_t = \delta E\{\pi_{t+1}|\Omega_t\} + \lambda y_t + \rho K_{M_2/M_0} + u_t \quad (6)$$

$$K_{M_2/M_0} = \beta E\{y_{t+1}|\Omega_t\} + a_1(R_t - E\{\pi_{t+1}|\Omega_t\}) + a_2(M_0/1000) + \zeta_t \quad (7)$$

方程(5)是在市场出清条件下代表家庭行为具有前瞻性IS曲线， R_t 为利率，当期的产出缺口是预期产出缺口和实际利率的函数， g_t 作为偏好冲击，对总需求会产生一定的冲击，并最终影响到产出增长的波动。方程(6)是代表企业行为的前瞻Phillips曲线， K_{M_2/M_0} 代表广义货币乘数，货币乘数通过反映货币需求量的变化，进而影响物价水平，当期的通货膨胀率是预期通货膨胀率和当期产出缺口的函数，产出缺口和预期通胀率的变化都会对当期的物价水平产生影响，生产率冲击 u_t ，通过冲击产出增长率，也会对物价水平产生间接的冲击。方程(7)是代表银行行为的货币乘数方程， M_0 代表银行投放的基础货币量，它和利率、产出一一起影响家庭和企业的货币行为，进而影响到货币需求量，而货币需求量的变化会在广义货币乘数上体现出来。 ζ_t 是随机误差，代表影响货币乘数的其他因素。

3 对模型的估计与检验

我们选取季度数据进行检验，样本区间为1992年第1季度到2004年第4季度。下面将用三阶段最小二乘法(3SLS)来估计模型中的系数，通过联合估计，能够精确的衡量政策利率的预期误差，进一步评估货币政策在解释偏离预期中的作用。另外，本文所涉及的计算工作都是通过Eviews软件来完成的。

3.1 数据的选取

1、利率。在我国利率没有完全市场化的情况下，我国货币政策仍然把利率作为一种调控手段，

因此，我们需要选取一个政府控制的利率，来解读利率政策的有效性。本文选取的是一年期存款利率，1992年至2001年的数据来自《中国金融年鉴》各期。这里，我们引进一个简单的利率期限结构的预期模型，来分析利率的波动性。模型的具体形式如下：

$$r_{t+2} = b_1 + b_2 r_t + b_3 r_{t+1} + \varepsilon_t$$

误差期限 ε_t 则用来控制风险补偿的波动。尽管 ε_t 与回归量之间存在较强的不相关关系，但是这个模型仍然具有可故测性（如图1）。

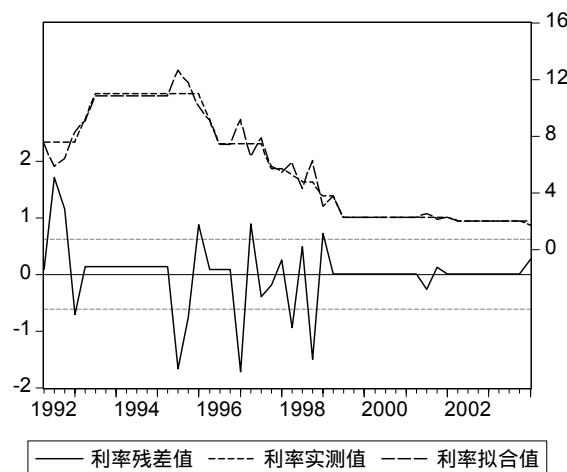


图1：利率的实际值与预期值

数据区间：1992年1季度至2004年第4季度

从图形中可以非常的看出，利率的实际值与预期值在1993年前后，1996年到1999年以及2002年前后出现了较大的偏差，而事实上也确实应该如此，中国经济在1992年前后出现过热，所以在1993年下半年整顿金融秩序，实行适度从紧的货币政策。1996年6月取消对同业拆借利率上限管制；中央银行1996年、1997年三次降息，1998、1999年又四次将息；1998、1999年改革存款准备金制度；1998年取消国有商业银行贷款限额控制、恢复公开市场债券交易、改革再贴现机制等等。而02年年底，中国爆发了非典疫情，对经济产生了很大的冲击。所以，无论从理论上还是实际上都可以发现，央行主要在1996年至1999年这段时间里，通过利率对经济进行了宏观调控，为了分析央行利率政策的有效性，本文在其余部分的研究中将以1996年和2000年作为分界线，分别对1992年—1995年、1996年—1999年和2000年—2004年的数据进行检验，然后对政策效果进行比较分析。

2、产出缺口的估算及预期。产出缺口 $y_t = 100(Y_t - y_t^*) / y_t^*$ ， Y_t 是在时间t的产出水平， y_t^* 是潜在产出水平。潜在产出的估算方法归结为两大类：一类是借助计量分析工具对现实产出的时间序列性质直接进行处理从而给出潜在产出的估算值，如消除趋势法、增长率推算法；另一类是生产函数法。由于产出水平的季节波动性较强，所以本文采用的是消除趋势法，通过引入虚拟变量来估计潜在产出。具体过程如下：

$$X_1 = \begin{cases} 1 & \text{一季度} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}, \quad X_2 = \begin{cases} 1 & \text{二季度} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}, \quad X_3 = \begin{cases} 1 & \text{三季度} \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

将实际GDP的自然对数值与常数项、时间趋势项(T_t)和虚拟变量作回归，得到一下方程：

$$\ln Y_t = 8.9217 + 0.0261 T_t - 0.6281 X_1 - 0.6845 X_2 - 0.5417 X_3$$

(0.8561) (0.5135) (0.6237) (0.4671) (0.5221)

Adjusted R-squared=0.9905

Durbin-Watson stat=1.4210

本文采用 ARMA 方法来预期产出缺口:

$$y_t = 0.0751 + [AR(1)=0.2554, MA(1)=-0.0682, MA(2)=1.1396, SMA(4)=0.3148]$$

(0.5443)

(0.1191)

(0.0491)

(0.0443)

(0.1629)

Adjusted R-squared=0.7262

Durbin-Watson stat=1.7063

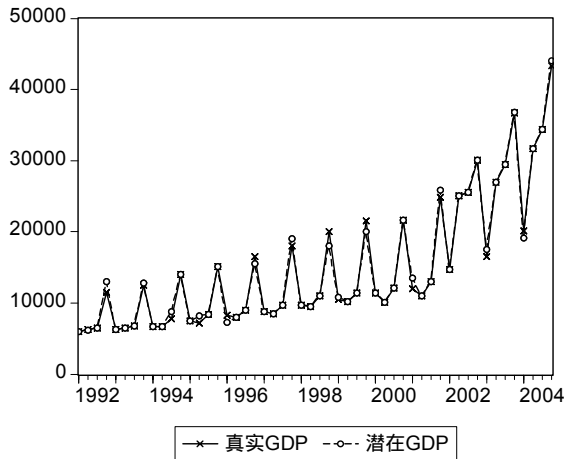


图 2：真实 GDP 与潜在 GDP

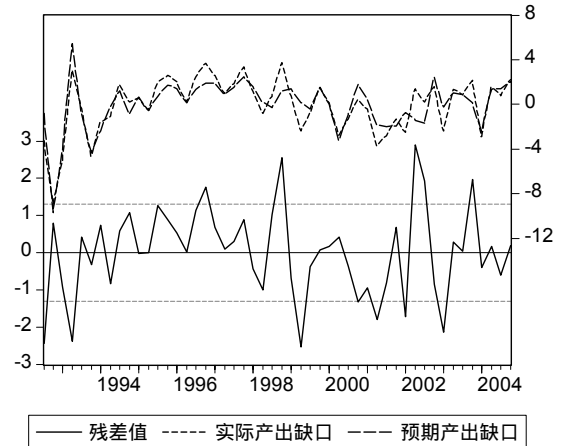


图 3：实际产出缺口与预期产出缺口

数据区间：1992 年 1 季度至 2004 年 第 4 季度

资料来源：《中国人民银行统计季报》相关各期

3、通货膨胀率及预期。我们直接用消费价格指数 CPI 来衡量通胀率。要估算预期的通货膨胀率,最简化的方式是利用公众或专业机构对未来通货膨胀率的看法,作为预期的通货膨胀率。但是,目前我国并无此项问卷调查资料与预期指标。所以本文采用了在文献中提到的利用由卢卡斯供给曲线所导出的预期修正的菲利普斯曲线 (expectation augmented Phillips curve) (Rudebusch & Svensson ,1998)来估计预期通货膨胀率。具体方法如下:

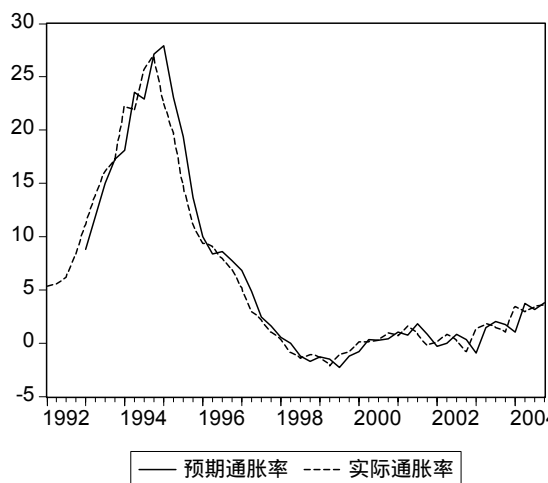


图4：实际通胀率与预期通胀率

数据区间：1992年1季度至2004年第4季度

附加预期的菲利普斯曲线可以用下式表示:

$$\pi_t = f(u_t) + \pi_t^* = \pi_t^* + \alpha(u_t - u^*)$$

奥肯法则指的是美国经济学家奥肯所观察到的在失业率与商品市场的超额需求之间存在负向关系这一实证法则(Oken,1970,1974)。这法则可表示为:

$$u = u^* - a^* y_t$$

其中, u 与 u^* 表示实际与自然失业率。 y_t 是产出缺口。

将奥肯法则和菲利普斯曲线结合起来,我们可以得到菲利普斯—奥肯曲线:

$$\pi_t = \pi_t^* + \beta y_t$$

由于未来的通货膨胀率与去年同期 (π_{t-4}) 和上一季度 (π_{t-1}) 的实际通货膨胀率关系最为密切,所以估计预期通货膨胀率时,上式中包括 π_{t-4} 和 π_{t-1} 两项。

估计结果如下:

$$\pi_t = \beta_1 y_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-4}$$

$$\pi_t = -0.3389 y_t + 1.1314 \pi_{t-1} - 0.1137 \pi_{t-4}$$

$$(0.8109) \quad (0.1476) \quad (0.1856)$$

所以预期通胀率 $E\{\pi_{t+1} | \Omega_t\} = 1.1314 \pi_t - 0.1137 \pi_{t-3}$

4、货币供应量。1992年至2001年的数据来自《中国金融年鉴》各期,2001年至2004年的数据来自中国人民银行的官方网站 (<http://www.pbc.gov.cn/>)。目标通胀率和实际利率。广义货币乘

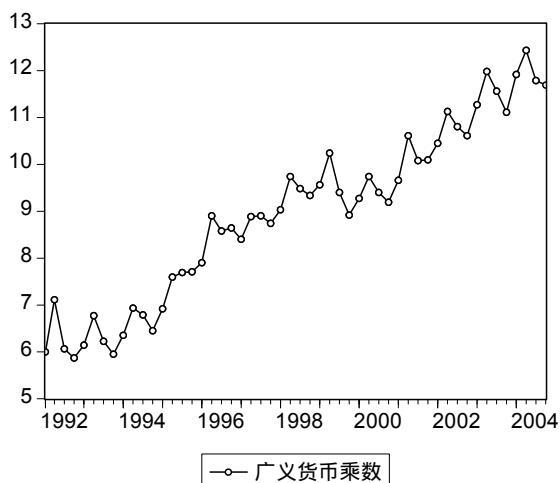


图5：广义货币乘数波动曲线

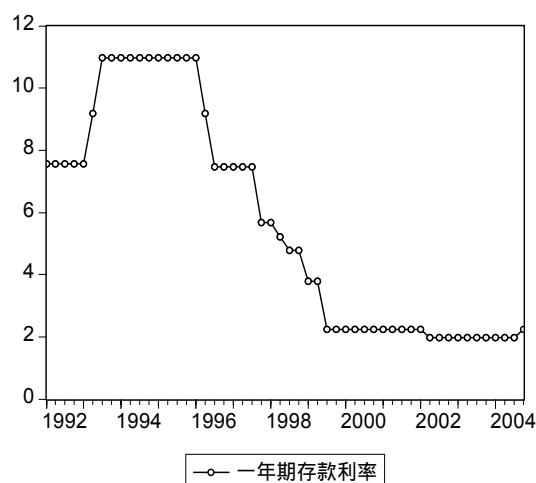


图6：名义利率波动曲线

数据区间：1992年1季度至2004年第4季度

数的计算方法为： $K_{M2/M0} = M_2 / M_0$ ，广义货币乘数和利率的波动情况如图5、图6所示。

3.2 3SLS 估计与检验

表 2 是对修正后的新凯恩斯模型以 1996 年和 2000 年作为分界线，运用 3SLS 方法进行联合估计的结果。

对比各个时间段的估计值，进行政策效果的比较分析，我们可以发现：

1、在 IS 曲线中，实际利率系数 η 的估计结果的绝对值在 1996 年以后有了明显的提高 (0.006→0.16→0.14)，这说明实际利率在 96 年以后发挥出了对产出的调节作用，由于通胀率在 96 年以后波动幅度很小，所以上述变化也从侧面反映出政府控制的利率(R)对实际经济的影响在 96 年以后有了明显的提高，但相对于预期产出缺口的系数 α (0.45→0.68→1.19)，利率的调节作用还很微弱。另外，从系数 α 的变动情况可以看出，私人部门对经济发展的信心在不断的提高，但相对于利率来说，对未来经济的良好预期仍然是生产发展的主要推动力。

表 2

$$K_{M2/M0} = \beta E\{y_{t+1}|\Omega_t\} + a_1(R_t - E\{\pi_{t+1}|\Omega_t\}) + a_2(M_0/1000)$$

	1992.1 - 2004.4	1992.1 - 1995.4	1996.1 - 1999.4	2000.1 - 2004.4
系数	估计值 (标准差)	估计值 (标准差)	估计值 (标准差)	估计值 (标准差)
α	0.810706 (0.998211)	0.447483 (0.594637)	0.680456 (0.475636)	1.186487 (1.050771)
η	-0.020439 (0.188790)	-0.006236 (0.143636)	0.157400 (0.154304)	0.142506 (0.800705)
δ	0.992527 (0.068527)	1.098909 (0.177469)	1.353580 (0.179249)	0.635611 (0.227484)
λ	1.186342 (0.960991)	1.875253 (1.235405)	1.149568 (0.563730)	0.101108 (0.219338)
ρ	-0.002901 (0.052280)	-0.221190 (0.329376)	0.160789 (0.069340)	0.027002 (0.040023)
β	-4.794019 (0.812158)	-1.427793 (1.297561)	1.150504 (0.546006)	0.314819 (0.376768)
a_1	-1.051300 (1.087119)	0.272254 (0.408723)	0.320696 (1.235931)	0.785725 (0.315989)
a_2	0.840531 (0.194690)	1.379809 (0.381320)	0.624276 (0.507400)	0.624219 (0.015069)

工具变量包括： R_t ， M_0 ，分别代表利率和基础货币；数据区间：1992 年 1 季度至 2004 年第 4 季度；

资料来源：《中国金融年鉴》相关各期以及中国人民银行官方网站 (<http://www.pbc.gov.cn/>)

2、在 Phillips 曲线中，系数 δ 和 λ 的估计值无论在整个样本区间内(1992.1-2004.4)还是在分段样本区间内都明显高于 ρ 值，说明在我国货币扩张并不会引起通货膨胀，而对未来通胀率的预期以及产出增长则是引发通货膨胀主要因素。另外，系数 δ 和 λ 和 ρ 在 2000.1 - 2004.4 区间内的估计值都小于在“1996.1-1999.4”区间内的值，可以看出：预期的通胀率、产出缺口以及货币乘数对通胀率的影响都有大幅度的下降，也就是说各种调节手段都不如以前的效果好了，这种情况很可能引发通货膨胀危险。

3、对货币乘数方程的估计结果中， a_1 在各个时间段的估计值在逐渐提高(0.27→0.32→0.79)，说明实际利率对货币扩张的影响越来越大，特别是在 1996 年以后，由于通胀率仅有小幅度波动，

更能说明政府控制的利率对货币扩张的影响在逐渐增强。同时， β 在 96 年以后由 1.15 下降到 0.31 (a_2 在 96 年以后基本没变)，这说明在国家对经济实行宏观调控以后，对未来经济发展的信心已经不是货币扩张的主要动力，而利率的变化以及由此引发的投资行为则取而代之的成为了货币扩张的主要推动力。

4 结论及对我国货币政策的启示

4.1 结论

本文通过引入货币乘数，并把利率和基础货币量作为外生变量对新凯恩斯模型进行了修正，使得修正后的模型更加符合我国的实际情况。从对我国货币政策的检验结果中可以看出，利率对投资、产出和货币扩张的影响力在逐渐加强，政策效果正在朝着好的方向发展，由于利率目前还没有成为最有效的宏观调控手段，我们仍要不断加强其对宏观经济的调节能力，积极推动利率市场化。而我国经济发展还具有一定的自发性，因此在保持平稳、健康、快速的发展的同时，还要警惕过度投资以及通货膨胀等情况的发生。

4.2 对我国货币政策的启示

1、借鉴新凯恩斯规则，提高货币政策的稳定性

通过以上的实证分析，说明新凯恩斯规则在中国仍然具有借鉴意义，我国正处于一个经济结构波动与调整异常频繁的转轨时期，新金融工具的不断产生，新金融机构的不断出现，国际资本流动规模的日益增大。因此，为提高货币政策的稳定性，单一固定规则显得过于僵化，固定规则与相机抉择之间灵活度与可信度的冲突尤为明显。因此，选择正确的政策操作规则，对宏观调控决策者十分重要。

(1)利用新凯恩斯规则对中国的宏观经济指标进行实证分析，可以看到一定时期经济增长与其历史趋势的偏差、通货膨胀与其目标的偏差，进而对我国货币政策的制定起到指导作用。

(2)在利率市场化完成之前，我国仍需以货币供应量为主要中介目标但应改进货币供应量统计方法，尽快纠正我国现存货币供应统计中存在的严重“遗漏”，将货币供应量拓展到外汇存款和外资银行存款，以使货币供应量的统计范围与国际惯例一致。

(3)鉴于今后几年我国面临的国内外经济融形势日趋复杂，不确定性大大增加，制定单一货币政策目标难度大，货币政策目标应该以选择的区间值而不是固定性的单一值形式给出，以便对各种可能的情形。

2、不断加强对货币中介目标的调控，加快利率市场化的步伐

利率作为商业银行的成本构成要素与收益来源的重要因素，其市场化必将对商业产生深远影响；除此之外，利率作为中央银行宏观调控的重要传导机制，其市场化，必将对中央银行产生重大影响。

(1)利率市场化是中国经济与国际接轨的必然趋势。利率市场化是我国金融产业走向市场的重要步骤，同时也是国民经济运行体制转变到社会主义市场经济上来的基本标志。随着经济体制改革不断深化，投资主体日趋多元化，社会资金横向流动更加频繁，各种不同形式的金融资产陆续出现，外资金融机构不断登陆我国金融市场，社会融资渠道不断拓宽。随着金融市场进一步对外开放，我国政府若继续管制利率，很容易导致内资外流，给人民币汇率稳定带来很大压力。面对利率市场化的国际大趋势，许多国家也在尝试利率市场化，中国作为 WTO 成员国在金融体制改革方面也应该向国际通行的准则靠拢，与国际惯例接轨，把握国际市场利率走向，作出资金筹集与运用方面的正确决策，提高我国银行业在国际大舞台上的竞争能力。

(2)利率市场化是金融市场化的重要内容之一。金融市场化必然要求金融市场上利率市场化。没有利率市场化也就没有真正意义上的金融市场化。这是因为市场最原本的意义就是根据市场的需求

决定市场的价格,市场价格将随着市场的变动而变动。金融市场作为市场也要求有弹性的资金价格,要求资金的价格反映资金供求的关系。应加快货币市场的发展,大力发展拆借市场、国债市场、票据市场等,加强各市场间的统一和联系,使各市场之间的利率相匹配,真实地反映资金供求情况,建立统一开放、有序高效的金融市场。

(3)市场经济要求利率市场化。商品生产与流通的市场化以商品价格的市场化为根本,资金流动的市场化(金融的市场化)以资金的价格--利率的市场化为基点。社会主义市场经济是商品市场化与金融市场化的和谐统一因此,从这一角度分析,商品价格的市场化与利率的市场化是市场经济不可缺少的两大支柱。

参考文献

- [1] 谢平, 罗雄. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2002(3).
- [2] 陆军, 钟丹. 泰勒规则在中国的协整检验[J]. 经济研究, 2003(8).
- [3] 夏斌, 廖强. 货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标[J]. 经济研究, 2001(8).
- [4] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算[J]. 经济研究, 2004(5).
- [5] 刘斌, 邓述慧. 中国货币乘数的定量分析与预测[J]. 预测, 1999(1).
- [6] 李春吉. 理解货币政策:新凯恩斯主义观点[J]. 南京财经大学学报, 2004(3).
- [7] 李健, 苏武俊. “泰勒规则”与我国货币政策中介目标[J]. 金融教学与研究, 2001(4).
- [8] 王秋石. 货币政策规则的理论发展与启示[J]. 郑州轻工业学院学报(社会科学版), 2003(3).
- [9] 解佑贤. 我国近年下调利率效果分析[J]. 湖北三峡学院学报, 2000(1).
- [10] 金桩, 李勇. 浅谈近期美国货币政策的理论基础、目标工具及操作特点[J]. 内蒙古师范大学学报, 2003(1).
- [11] Taylor J. Discretion versus policy rules in practice[C]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39: 195-214.
- [12] John B Taylor. How the Rational Expectations Revolution Has Changed Macroeconomic Policy Research[C]. STANFORD UNIVERSITY, Revised Draft, 2000.
- [13] Batini N, Haldane A G. "Forward-Looking Rules for Monetary Policy" in Taylor[M]. J.B. (ed.) Monetary Policy Rules (Chicago: University of Chicago Press), 1999:157-201.
- [14] Balduzzi P, Bertola G, Foresi S. A model of target changes and the term structure of interest rates[J]. Journal of Monetary Economics, 1997, 24: 371-399.
- [15] Woodford M. Interest and prices[M]. Princeton University Press, Princeton, NJ, 2003.
- [16] Bernanke B S, Mihov I. Measuring monetary policy[J]. Quarterly Journal of Economics, 1998, 113 (3).
- [17] Clarida R, Gali J, Gertler M. The science of monetary policy: A new-Keynesian perspective[J]. Journal of Economic Literature XXXVII 1999(4):1661-1707.
- [18] Clarida R, Gali J, Gertler M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000, 115 (1), 147-180.
- [19] Fleischman C. The GMM parameter normalization puzzle, Federal Reserve Board, Finance and

Economics[N]. Discussion Series Paper No. 1997-43.

[20] Gali J, Gertler M, Lopez-Salido D. Markups, gaps and the welfare costs of business fluctuations[N]. NBER Working paper No. 8850, 2003.

[21] Mankiw, Miron. The changing behaviour of the term structure of interest rates[J]. Quarterly Journal of Economics 1986, 101: 211–221.

The Demonstration Test of The Effect About Interest Policy in China

Pang Xiao-bo¹, Li Dong-yuan²

(1.Center for Quantitative Economics of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China;2.Business School of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China)

Abstract: In this paper, we modify the new-Keynesian model by the money multiplier, and make use of the modified model, we test our country's money policy by term analysing method. The results tell us that the modified new-Keynesian model not only estimates our money policy but deduces some very important conclusion: our money policy is gradually taking the effect which it should have, even very faint. we should also concern about over investment and potential inflation when we are making effort to make interest market-directed and strengthen the regulating effect of interest.

Key words: modified new-Keynesian model; interest policy ; demonstration test

收稿日期：2005-1-7

作者简介：庞晓波（1955-），吉林大学数量经济研究中心教授，博士生导师。

¹凯恩斯的利率传导机制理论描述的是货币供应量(M)、利率(r)、投资(I)以及支出(Y)之间的传导关系[□]：

$M \uparrow(\downarrow) \xrightarrow[\text{市场机制作用}]{\text{打破货币和债券均衡}} r \downarrow(\uparrow) \xrightarrow{\text{资本或成本效应}} I \uparrow(\downarrow) \xrightarrow{\text{乘数效应}} Y \uparrow(\downarrow)$