

可预期与不可预期货币政策时滞的实证测度

肖卫国 刘杰

武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072

内容提要: 本文利用 SVAR 模型将不同货币政策工具分解成为可预期与不可预期成分, 并对各货币政策工具的产出时滞与通胀时滞进行了测度。实证结果表明, 货币政策成分中, 不可预期货币政策的时滞效应更短; 相比较货币供应量增长率与利率, 当银行信贷增长率作为货币政策工具变量时, 其对产出和通货膨胀的时滞最短。因此, 中国人民银行应继续实施相机抉择型货币政策, 且在应对产出和通货膨胀波动时, 应选择控制银行信贷总量和保持均衡的信贷增长率。

关键词: 货币政策分解; 货币政策工具; 货币政策时滞

一、引言

为了应对全球金融危机带来的冲击, 我国从 2008 年开始实施适度宽松的货币政策。2010 年年末, 我国广义货币供应量余额达到 72.6 万亿元, 相较 2008 年增长了 52.77%。2010 年至 2011 年底, 货币当局开始实施紧缩的货币政策以治理通货膨胀和防止潜在的资产价格泡沫, 中国人民银行先后 12 次上调存款准备金率, 并 5 次上调存贷款基准利率以紧缩流动性, 货币银行信贷增速回落。进入 2012 年, 我国通胀压力进一步减轻, 为货币政策的调整提供了更大的空间, 中国人民银行在“稳增长”的背景下, 先后 3 次下调存款准备金率, 并首次实施不对称降息以支持实体经济。通过回顾近年来我国货币政策调控措施可以看出, 近 5 年内针对不断变化的宏观经济形势, 中国人民银行的货币政策经历了从适度宽松到稳健的调控方式, 包括利率、存款准备金率、公开市场操作和窗口指导等货币政策工具的运用也随之发生变化, 货币政策调控取得了较好的效果。然而, 要准确识别每一次调控措施在哪一个时期产生效果并不容易, 因为货币政策工具运用的变化能否及时发生作用、达到预定的货币政策调控目标, 在很大程度上取决于中国人民银行能否准确地把握货币政策的时滞^①。

当前, 学界对于货币政策时滞的存在性问题已达成共识, 其争论的重点在于货币政策时滞的长短, 这使得对货币政策时滞的探讨集中于实证研究的范畴。由于我国经济金融运行环境与国外有较大的差别, 国外学者的研究大多以发达的金融市场作为前提假设, 因此其研究结论对我国的参考意义不大。在国内的研究中, 不同学者在宏观经济环境的认识、实证方法、样本空间以及选取的工具变量的差异, 使得对货币政策时滞的测算亦存在差异。在早期的研究中, 学界主要采用时滞相关系数法测度货币政策时滞, 王大树^[1]的实证结果表明, 货币政策对宏观经济产生的效应在几个月至十几个月后才能体现出来, 且不同的经济周期中, 货币政策时滞的长短也存在差异。郑先炳^[2]测算了 1985-1990 年间, 我国货币政策对产出的时滞为 5 个季度, 而物价水平的时滞为 4-5 个月。随着计量经济学的不断发展, 对于货币政策时

^① 货币政策时滞主要分为内部时滞与外部时滞, 既有研究主要是测度货币政策的外部时滞。

滞的研究也日趋多样化。当前,既有研究主要采用脉冲响应和方差分解方法对货币政策时滞进行测算。郝雁^[3]运用脉冲响应函数与方差分解方法,对货币政策不同传导渠道(货币渠道与信用渠道)的反应时滞进行了分析,研究表明,货币供应量对 GDP 和物价水平的作用时滞均为 5 个月,而贷款对 GDP 与物价水平的作用时滞分别为 5 个月和 4 个月。闫力,刘克宫,张次兰^[4]对 M1、GDP 和 CPI 增长率序列进行趋势成分和波动成分的分离,研究结果显示,GDP 与 CPI 对货币供给波动的响应在 4-7 个月达到最大值,即货币政策对宏观经济的影响存在半年的时滞。

上述文献对货币政策时滞的测算,主要集中于考察不同货币政策工具(如货币供应量、银行信贷与利率)对宏观经济变量(如产出和通货膨胀)的影响时滞。但在货币政策工具指标的选择上,并没有对其中可预期与不可预期的成分加以识别。一般情况下,可预期成分体现了货币政策的规则性,表示货币政策制定过程中的外生性;不可预期的货币政策体现了货币政策的相机抉择性,表示货币政策制定过程中的内生性(刘金全,刘志刚^[5])。长期以来,我国货币政策调控是以相机抉择型模式为主,但仍含有部分的规则成分,这需要我们以此为切入点来考察货币政策时滞。在国内研究中,类似文献的研究思路主要是通过对货币政策成分进行分解,进而探讨货币政策的有效性。刘金全,云航^[6]利用货币政策状态模型(walsh, 1998),对 M1 增长率和利率进行分解,实证结果表明,我国货币政策中无论是规则型的可预期冲击,还是相机抉择型的不可预期冲击,都对实际产出的波动产生了显著影响。卞志村,毛泽盛^[7]的研究表明,相机抉择性货币政策对我国 GDP、通货膨胀和汇率波动的影响程度高于规则型,同时,相机抉择型货币政策对产出波动的时滞更长,但对通货膨胀和汇率波动的时滞更短。

通过以上文献的梳理与评述,本文可以从以下几个方面加以完善:(1)既有研究主要采用货币政策状态模型进行分解,然而宏观经济变量的变化并不完全是由于货币政策变动导致的,可能受其他因素(如政策环境)影响,因此使用这一方法会带来外生性问题。Bernanke,Blinder^[8]指出,向量自回归模型的残差可以表示货币政策冲击中的不可预期部分,因此本文将利用结构向量自回归(SVAR)模型来对货币政策成分进行分解,SVAR 模型可以根据经济理论对结构识别设定限制条件来分解我国货币政策中可预期与不可预期成分,这样的分解方式不仅有经济学理论作为支撑,同时还可以考察货币政策成分与宏观经济变量之间的当期关系。(2)既有研究鲜有综合考察货币供应量、银行信贷与利率这三种货币政策工具对宏观经济波动产生的时滞。综上所述,本文利用 SVAR 模型,将不同的货币政策工具分解成为可预期与不可预期成分,进而全面考察的货币政策的时滞效应。

本文的余下结构安排如下:第二部分将利用 SVAR 模型对货币政策成分进行分解;第三部分将利用脉冲响应方法着重考察不同货币政策工具中可预期成分与不可预期成分的时滞效应;第四部分为本文的结论与启示。

二、货币政策成分的分解

(一) 分解方法

为了对货币政策成分进行分解,本文采用结构向量自回归模型来进行实证分析。与传统的 VAR 相比,SVAR 模型不仅体现了各系统内生变量间的当期关系,而且也规避了 VAR 中 Cholesky 分解结果对变量排序的敏感性。令 $Y_t = (ins, econ)'$, $u_t = (u_{mp}, u_{econ})'$, 其中 ins

为货币政策工具, $econ$ 为反映货币政策最终目标的宏观经济变量。一般地, 含有 k 个变量的 p 阶 SVAR 模型形式如下:

$$\Gamma_0 Y_t = \delta + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_p Y_{t-p} + u_t, \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (1)$$

其中:

$$\Gamma_0 = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & \cdots & a_{1k} \\ a_{21} & 1 & \cdots & a_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & a_{k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

是一个主对角线元素为 1 的 $k \times k$ 的矩阵, 反映了同期变量间

的结构关系。 $\Gamma_i = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^{(i)} & \lambda_{12}^{(i)} & \cdots & \lambda_{1k}^{(i)} \\ \lambda_{21}^{(i)} & \lambda_{22}^{(i)} & \cdots & \lambda_{2k}^{(i)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{k1}^{(i)} & \lambda_{k2}^{(i)} & \cdots & \lambda_{kk}^{(i)} \end{bmatrix}, \quad i=1,2,3,\dots,p, \quad u_t = (u_{1t} \quad u_{2t} \quad \cdots \quad u_{kt})^T$ 为

结构随机项, 且满足 $E(u_t u_t') = I_k$ 。

假定矩阵 Γ_0 有定义, 并且可逆, 那么在式(1)左右同时乘以 Γ_0^{-1} 可得到缩减 VAR 模型:

$$Y_t = \Gamma_0^{-1} \delta + \Gamma_0^{-1} \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_0^{-1} \Gamma_2 Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_0^{-1} \Gamma_p Y_{t-p} + \Gamma_0^{-1} u_t \quad (2)$$

令 $\phi_k = \Gamma_0^{-1} \Gamma_k, \quad c = \Gamma_0^{-1} \delta, \quad \varepsilon_t = \Gamma_0^{-1} u_t$, 则(2)可变为:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

根据等式 $\varepsilon_t = \Gamma_0^{-1} u_t$, 可以利用估计得到的缩减 VAR 形式来识别结构冲击 u_t 。由于 SVAR 模型需要估计的参数多于缩减 VAR 模型, 要保证 SVAR 模型能够被识别, 需要通过一定的约束条件, 使得待估计的 VAR 模型对应的系数矩阵、方差矩阵等统计量的个数不少于 SVAR 模型中待求的未知量个数。对于 n 元的 SVAR(p)模型, 需要施加至少 $n(n-1)/2$ 个约束条件才能估计所有的参数。在对 SVAR 模型进行估计后, 我们可以得到 SVAR 模型的残差项 u_t , 这样即可定义货币政策中的不可预期成分 $uexp_t = u_t$, 可预期成分为 $exp_t = ins_t - u_t$ 。

(二) 变量选取与数据来源

本文样本空间为 2000 年 1 月-2012 年 12 月 (月度数据), 货币政策的分解所涉及到的变量为货币政策工具 ins 和货币政策的最终目标 $econ$ 。我国货币政策的最终目标为: 物价稳定、经济增长、充分就业和国际收支平衡, 基于数据的可得性, 本文选取产出缺口 (y)、通货膨胀缺口 (π) 以及汇率缺口 ($neer$) 作为货币政策最终目标的替代指标。在货币政策工具的选取上, 本文选取广义货币供应量增长率 ($m2$), 银行同业拆借利率 (i) 和银行信贷增长率 ($loan$) 作为替代变量。下面对各变量处理过程进行简要说明:

1. 货币政策最终目标 (y 、 π 、 $neer$): 由于国家统计局只公布了 gdp 季度数据, 因此本文利用“三次样条插值法”将季度 gdp 转化为月度值, 然后对其取自然对数, 并利用 HP 滤波分离出长期趋势项后得到产出缺口序列。本文用同比居民消费价格指数 (cpi) 来衡量通货

膨胀水平，且通货膨胀率=（当期 $cpi-100$ ）/100，汇率指标用人民币有效汇率来衡量。同理，通货膨胀缺口（ π ）和汇率缺口（ ex ）均采用 HP 滤波得到。国内生产总值和居民消费价格指数数据来自中经网统计数据库，人民币有效汇率数据来自 BIS 数据库。

2. 货币政策工具（ $m2$ 、 i 、 $loan$ ）：本文用广义货币供应量和银行信贷的表示货币和信贷工具，然后对其取自然对数，并计算出其同比增长率。本文用银行间 7 天内同业拆借加权平均利率来表示利率工具指标。以上数据均来自中经网统计数据库。

（三）分解结果

基于上述分析，本文在 SVAR 框架下对货币政策中可预期与不可预期成分进行分解，进入 SVAR 模型的内生变量为 $Y_t = (ins, y, \pi, neer)'$ ，其中 ins 为货币政策工具，包括广义货币增长率、利率以及银行信贷增长率。SVAR 模型的短期约束矩阵^①设定如下：

$$A = \begin{array}{c|cccc} ins & 1 & NA & NA & NA \\ y & 0 & 1 & NA & 0 \\ \pi & 0 & NA & 1 & 0 \\ neer & NA & 0 & 0 & 1 \end{array}$$

“NA”表示待估计参数。矩阵左边列向量表示变量顺序，横向顺序与之相同。上述矩阵的设定依据如下：在矩阵的第一行中央银行依据产出缺口、通胀缺口和汇率缺口来调节工具变量 ins ；在矩阵的第二行和第三行，依据短期菲利普斯曲线，通胀缺口与产出缺口相互影响；在矩阵的第四行，汇率缺口只受到货币政策工具的影响。利用 SVAR 模型的估计结果，即可得到货币政策的可预期成份 exp 与不可预期成份 $uexp$ 。可预期货币政策（ em 、 ei 、 $eloan$ ）以及不可预期货币政策（ uem 、 uei 、 $ueloan$ ）在样本空间内的趋势如图 1-3 所示^②。在图 1-3 中，左图为货币政策中的可预期成分的趋势图，右图为货币政策中的不可预期成分。通过对比分析不难发现，货币政策中的可预期成分波动较为平稳，且均处于零轴上方，在 2000-2008 年间，货币政策中可预期成分处于小幅度上下波动状态，在 2008-2010 年间，广义货币供应量增长率和银行信贷增长率均大幅度上升，而利率则大幅度下降，这主要是由于美国金融危机冲击所致。货币政策不可预期成分的总体趋势与货币政策可预期成分类似，但其具有波动剧烈、频率较快的特点，且在零轴间上下浮动，这与我国相机抉择型货币政策的调控模式相符，反映了相机抉择型（不可预期）货币政策“逆经济风向调节”的反周期行为特征。

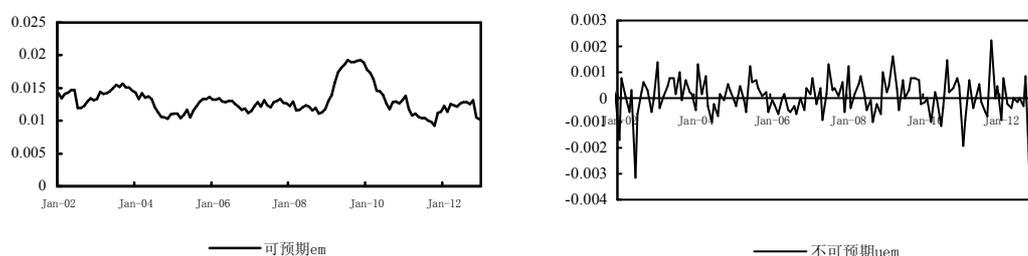


图 1 广义货币供应量增长率 $m2$

^① 短期约束矩阵 A 对应模型（2）中的矩阵 Γ_0^{-1}

^② 由于篇幅限制，我们并没有列出 SVAR 模型的短期约束矩阵的估计结果，有兴趣的读者可向作者索取。

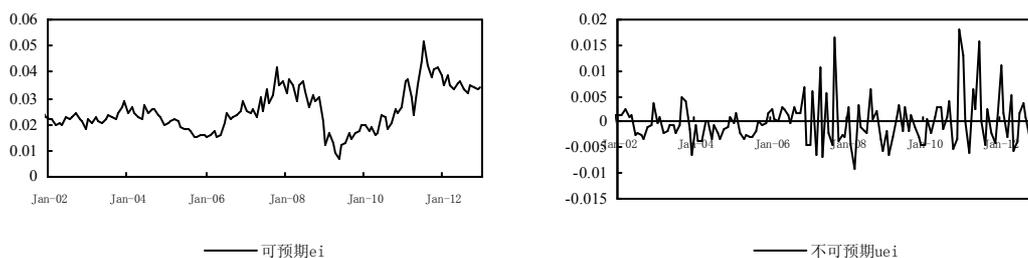


图2 银行同业拆借利率 i

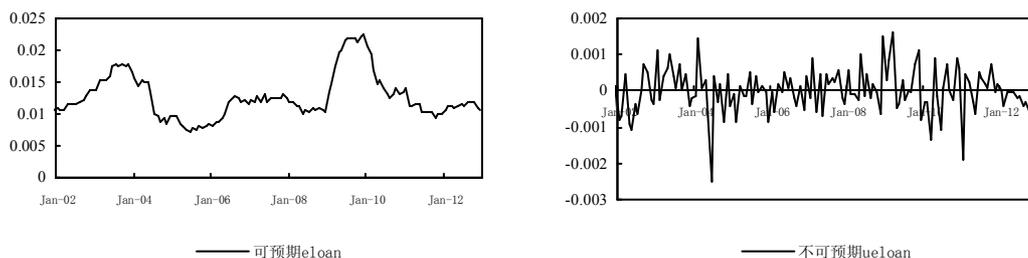


图3 银行信贷增长率 $loan$

三、货币政策时滞的测度

本部分通过构建各变量的向量自回归模型，并运用脉冲响应方法对我国货币政策时滞进行测度。我们分别建立了包括可预期与不可预期货币政策 (em 、 uem 、 ei 、 uei 、 $eloan$ 、 $ueloan$)、产出缺口 (y) 以及通货膨胀缺口 (π) 的 VAR 系统来对可预期与不可预期的货币政策时滞进行测度。我们建立六个 VAR 系统，其内生变量分别为：

$$X_t = (econ_t, em_t, uem_t)'$$

$$Y_t = (econ_t, ei_t, uei_t)'$$

$$Z_t = (econ_t, eloan_t, ueloan_t)'$$

其中 $econ$ 为宏观经济变量，包括产出缺口和通货膨胀缺口，以列向量 X_t 为例，上述 VAR 模型可以简化为：

$$X_t = c + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} \cdots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (5)$$

其中， A_i ($i=0,1,\dots,p$) 是系数矩阵， u_t 是简化式冲击向量，表示作用在 X_t 各个分量上的复合冲击。给定上述变量顺序，我们就可以利用 *Cholesky* 分解得到内生变量的脉冲响应函数。VAR 模型的最优滞后期根据 AIC 和 SC 信息准则来确定。

(一) 广义货币供应量增长率为政策工具

图 4 和图 5 分别为产出缺口对可预期与不可预期货币增长率的冲击响应，图 6 和图 7 分别为通货膨胀缺口对可预期与不可预期货币增长率的冲击响应。从中可以看出，当在本期给可预期货币供应量 ($em2$) 一个正向冲击后，产出缺口 y 最初产生负向响应，直到第 6 期才转为正，且在第 8 期达到最大值；通货膨胀缺口 π 最初产生负向影响，到 4 期转为正，随后正

向响应不断扩大，到第 11 期达到最大值，这表明，当货币供应量作为政策工具时，可预期的货币政策对产出和通货膨胀的时滞分别为 8 个月和 11 个月。同样，当在本期给不可预期货币供应量 ($uem2$) 一个正向冲击后，产出缺口 y 最初产生即产生正向响应，且在第 3 期达到最大值，通货膨胀缺口最初的相应较弱，直到第 4 期达到最大值，这表明，不可预期货币供应量对产出和通货膨胀的时滞分别为 3 个月和 4 个月。

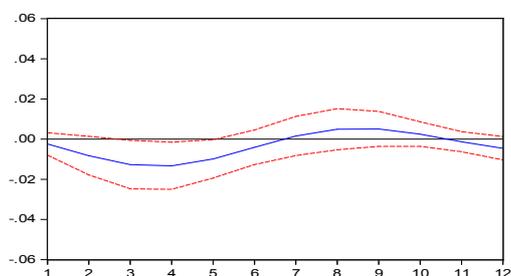


图 4 y 对 $em2$ 冲击的响应

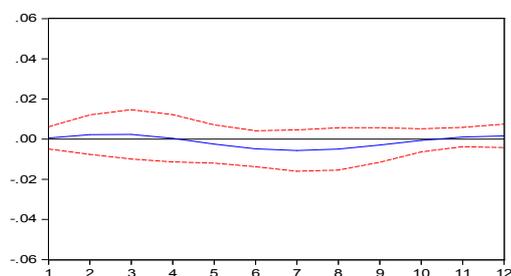


图 5 y 对 $uem2$ 冲击的响应

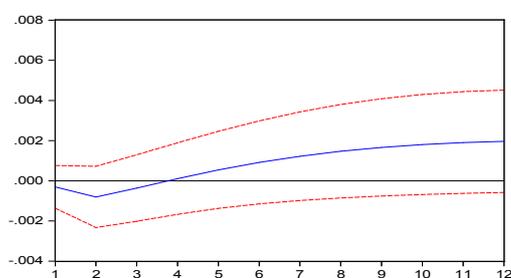


图 6 π 对 $em2$ 冲击的响应

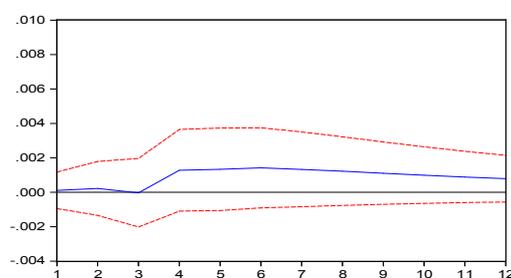


图 7 π 对 $uem2$ 冲击的响应

(二) 利率为政策工具

图 8 和图 9 分别为产出缺口对可预期与不可预期利率的冲击响应，图 10 和图 11 分别为通货膨胀缺口对可预期与不可预期利率的冲击响应。从中可以看出，当在本期给可预期利率 (ei) 一个正向冲击后，产出缺口 y 最初为负向响应，且在第 3 期达到最大值，通货膨胀缺口 π 对利率的冲击一直表现为正向响应，且在第 3 期达到最大值，这表明当利率作为货币政策工具时，可预期货币政策对产出与通货膨胀的时滞均为 3 个月。同样，当在本期给不可预期利率 (uei) 一个正向冲击后，产出缺口与通货膨胀缺口的响应与前者相似，且均在第 3 期达到最大值。这表明不可预期利率对产出与通货膨胀的时滞均为 3 个月。与此同时，由脉冲影响结果可知，利率政策对通货膨胀的调控效果较差。在 2000 年至 2012 年期间，中国人民银行长期维持较低的实际利率水平推动了物价水平的不断上涨，提高利率并不能够有效地控制通货膨胀。

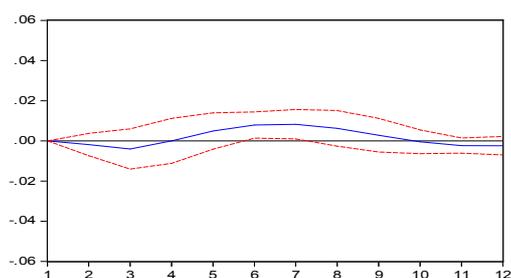
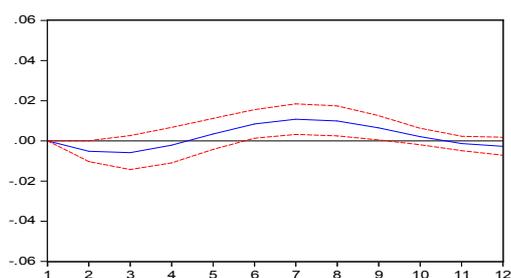


图 8 y 对 ei 冲击的响应

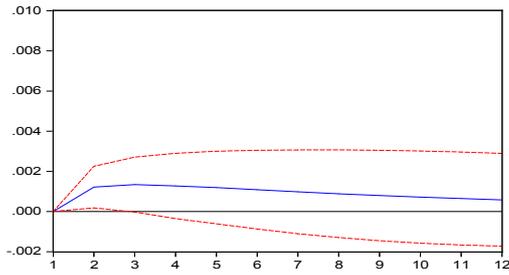


图 9 y 对 uei 冲击的响应

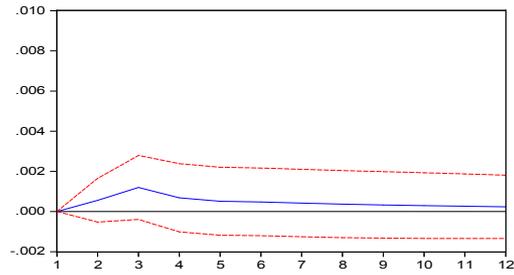


图 10 π 对 ei 冲击的响应

(三) 银行信贷增长率为政策工具

图 12 和图 13 分别为产出缺口对可预期与不可预期银行信贷增长率的冲击响应，图 14 和图 15 分别为通货膨胀缺口对可预期与不可预期银行信贷增长率的冲击响应。当在本期给可预期银行信贷增长率 ($eloan$) 一个正向冲击后，产出缺口 y 最初为负向响应，到第 7 期转为负，直到第 9 期达到最大值，通货膨胀缺口 π 的响应最初为负，到第 3 期转为正，且到第 5 期达到最大值，这表明当银行信贷增长率作为货币政策工具时，可预期银行信贷政策对产出和通货膨胀的时滞分别为 7 个月和 5 个月。同样，当在本期给不可预期银行信贷增长率 ($ueloan$) 一个正向冲击后，产出缺口 y 表现为正向响应，且到第 3 期达到最大值，通货膨胀缺口 π 的响应在第 2 期达到正向的最大值，这表明不可预期银行信贷增长率对产出和通货膨胀的时滞分别为 3 个月和 2 个月。

图 11 π 对 uei 冲击的响应

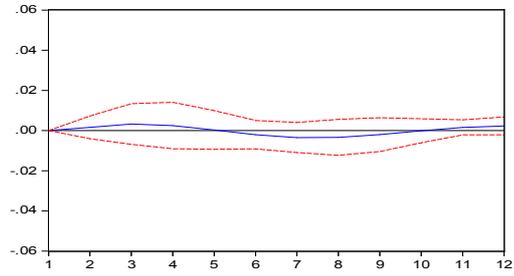
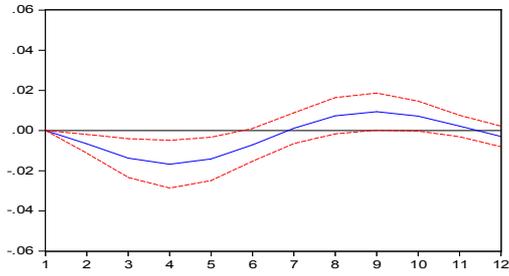


图 12 y 对 $eloan$ 冲击的响应

图 13 y 对 $ueloan$ 冲击的响应

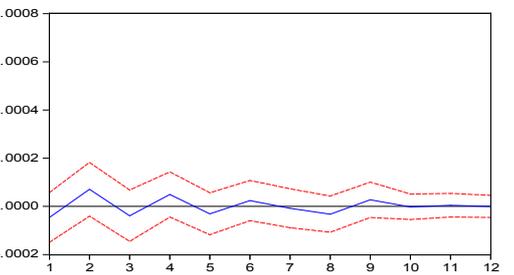
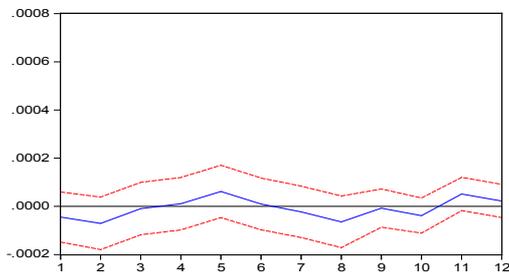


图 14 π 对 $eloan$ 冲击的响应

图 15 π 对 $ueloan$ 冲击的响应

综合上述分析，我们可以得到不同货币政策工具中可预期成分与不可预期成分的时滞效应，分析结果如表 1 所示：

表 1

货币政策时滞的测度结果

(月)

	货币供应量增长率		利率		银行信贷增长率	
	可预期	不可预期	可预期	不可预期	可预期	不可预期

产出时滞	8	3	3	3	7	3
通胀时滞	11	4	3	3	5	2

利用表 1 的结果,我们可以进行如下比较:(1)可预期与不可预期货币政策时滞的比较。由表 1 的结果可知,总体上来说,不可预期的货币政策时滞相较于可预期货币政策的时滞更短,尤以当货币供应量增长率和银行信贷增长率作为货币政策工具时最为显著;(2)不同货币政策工具时滞的比较。从表 1 的结果中不难看出,当货币供应量作为政策工具时,货币政策的时滞最长,而利率和银行信贷增长率作为政策工具时,货币政策时滞相对较短。考虑到我国利率尚未完全市场化,金融市场缺乏一个有效的基准利率,同时脉冲响应结果显示,利率政策对通货膨胀的调控效果较差,这说明,中国人民银行在使用货币供应量增长率、利率和银行信贷增长率来调控宏观经济时,控制银行信贷增长率的效果最佳,主要体现为货币政策时滞较短,且不会引起产出和通胀大幅度波动。(3)产出时滞与通胀时滞的比较。当货币供应量增长率作为货币政策工具时,产出时滞大于通胀时滞,而当银行信贷增长率作为货币政策工具时,产出时滞小于通胀时滞。

四、结论与启示

本文采用 2000-2012 年月度数据,利用 SVAR 模型将不同货币政策工具分解成为可预期与不可预期成分,并对各货币政策工具的产出时滞与通胀时滞进行了测度,得到如下结论:(1)货币政策中可预期成分对宏观经济波动的时滞效应大于不可预期成分;(2)当银行信贷作为货币政策工具时,其对宏观经济波动的时滞效应最短;(3)不同的货币政策工具对产出和通胀的时滞效应存在差异,当货币供应量增长率作为货币政策工具时,产出时滞大于通胀时滞,而当银行信贷增长率作为货币政策工具时,其结果相反。

从 1996 年至今,我国主要实行的是以相机抉择型(不可预期)成分为主的货币政策,其具有明显的“逆经济风向调节”的反周期行为特征,在过去的十几年间,中国人民银行所实施货币政策,在应对各种复杂的宏观经济环境(如 1998 年亚洲金融危机、2008 年美国金融危机)时,表现出了良好的效果。本文的实证结论表明,无论是从调控效果还是时滞的长短来看,当前中国人民银行应继续实施相机抉择型货币政策,可以适当辅之以规则型货币政策,以增强货币政策的灵活性。同时在应对产出和通货膨胀波动时,中国人民银行应当着重控制银行信贷总量和保持均衡的信贷增长率。

参考文献:

- [1]王大树. 对货币时滞的测算与分析[J].经济研究, 1995 (3): 48-52.
- [2]郑先炳. 宏观金融管理的有效性研究[M].北京: 中国金融出版社, 1995.
- [3]郝雁. 对中国货币政策效应时滞的实证分析[J].南开经济研究, 2004 (3): 109-112.
- [4]闫力、刘克宫,张次兰. 货币政策有效性问题研究—基于 1998-2009 年月度数据的分析[J].金融研究, 2009 (12): 59-71.
- [5]刘金全,刘志刚. 我国货币政策中规则成分与随机成分的识别与检验[J].财贸研究, 2005 (3): 50-55.
- [6]刘金全,云航. 规则性与相机选择性货币政策的作用机制分析[J].中国管理科学, 2004 (1): 1-7.
- [7]卞志村,毛泽盛. 开放经济下中国货币政策操作规范研究[J].金融研究, 2009 (8): 61-74.
- [8]Bernanke, B. S.,Blinder, A. S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission[J]. American Economic Review,1992 (82): 901-921.