

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

方先明,熊 鹏

(南京大学商学院,江苏 南京 210093)

摘 要:文章利用新颖的交叉统计数据,基于协整检验与 Granger 因果关系检验结果,通过脉冲响应函数、方差分解及最大时差相关系数等方法,对中国利率政策的时滞效应进行了实证研究。分析结果表明:(1)在中国现实经济运行中,利率政策的效用发挥得不充分;(2)利率工具的时滞效应非常明显,这表明我国的利率传导机制的阻塞较大。(3)利率传导的产出时滞大于价格时滞。文章认为,改进我国利率政策调控效果的主要方法还是要通过利率市场化的不断推进。

关键词:利率;产出时滞;价格时滞;实证研究

中图分类号:F820.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)08-0005-13

改革开放以来,利率政策在治理我国通货膨胀和通货紧缩,促进国民经济健康发展方面发挥了重要作用。在经济转轨时期不断变化的经济金融形势下,利率取代货币供应量成为我国货币政策中介目标的趋势越来越明显。

近年来,我国利率政策对宏观经济的调控效果并不十分理想,这引起了理论界的广泛关注,专家学者对此进行了大量的研究。但综观相关文献,都较少涉及对利率政策时滞效应的探讨。我们认为,作为货币政策重要组成部分的利率政策对宏观经济的调控存在时间滞后现象,时滞效应是影响利率政策有效性的重要原因之一。为此本文基于新颖的和交叉性统计数据,在相关性分析的基础上,主要采用协整与 Granger 因果关系检验来研究利率政策的有效性,并通过脉冲响应函数、方差分解及最大相关系数法实证检验我国利率工具的时滞效应。

本文内容包括三个部分:第一,相关理论回顾,阐述了西方学者关于利率

收稿日期:2005-05-23

基金项目:国家社会科学基金项目(04BJL027)

作者简介:方先明(1969—),男,江苏高邮人,助理研究员,南京大学理论经济学博士后流动站研究人员;

熊 鹏(1979—),男,安徽芜湖人,南京大学商学院博士生。

时滞的研究成果;第二,实证分析,包括变量与样本的确定、实证方法及结果;第三,简要的结论与对策。

一、相关理论回顾

西方经济学界最早明确提出时滞问题的是休谟。休谟(1752)认为,商品价格的上涨并不是紧跟着货币的增加而来,而是需要一些时间。他把货币量增加后,到一般物价上涨前的这段时间,称为“中间状态”或“间歇期”。休谟的理论为西方货币效应“时滞”理论的形成和发展奠定了基础,为后来的学者,特别是为弗里德曼研究“时滞”问题提供了重要的思想材料,弗里德曼曾利用统计数字来证明休谟理论的正确性。休谟并没有把他对时滞的认识用概念固定下来。大约半个世纪后,维克赛尔和费雪开始在这个问题上进行初步的尝试。维克赛尔(1983)认为,货币量突然的增加或减少不可能立即引起商品价格同程度的上涨或下跌,货币量变动初期,“商品价格很可能维持本来的高度,必须到货币流通速度放慢或加速,换句话说,必须到平均个人现金持有量增加或减少时,整个变动才能被我们觉察出来”。^[5]费雪(1951)首创性地提出了利率影响物价的时滞原理。费雪认为,利率与一般物价的关系,在引入货币效应时滞以后,必须分别从长期和短期来加以分析,即物价水平的变动与利率水平的变动不是同步的。利率政策一贯受到西方经济学家,特别是凯恩斯主义者的重视,他们认为,在一定的流动性偏好下,收益(率)和资产价格的变化会影响消费意愿和投资支出,最后影响整个经济的产出和价格。凯恩斯(1983)认为,在现实中,利率变动对经济体系的影响必须根据流动性偏好、资本边际效率及消费倾向等状况而定。他对时滞的研究着重于研究时滞过程中的各种影响因素。

综观西方利率政策时滞理论的研究发展,虽然西方学者在分析利率传导的时滞效应问题时,远没有像他们分析货币供求和货币传导机制那样系统和成熟,但是他们研究了形成时滞效应的原因、时滞的时期性(阶段性)、时滞期间商品价格与货币流通速度的关系、时滞期间利率与物价的关系、各种经济变量在时滞过程中与货币量的相互作用,以及时滞效应的研究方法和估测技术等等,这些无疑都具有科学的成分。总之,就整体而言,西方学者的时滞效应理论提供了全面和系统研究我国时滞效应问题的重要思想材料。目前,我国理论界对利率时滞效应问题的现有认识还只是停留在现象上,系统性的研究较少,大多只是一些零碎的思考与评论,且以定性分析为主,定量研究则较缺乏,即使有为数不多的定量研究成果,由于选择的研究方法、样本等不同,所得到的结论也并不一致。

二、实证分析

探讨利率政策的时滞效应,可以考虑从以下两个方面着手:(1)利率既作为货币政策的工具变量同时又可作为货币政策的中介目标,在中国现实的经济环境中是否有效;(2)在利率传导有效的前提下,从产出和物价两个方面测定其时滞。

(一)变量与样本

图1表明了利率政策传导过程中时滞效应的产生机理,由此可得相关实证变量,即:工具变量为实际存款利率(RSR)、实际贷款利率(RLR)^①;中介变量为狭义货币供应量(M1)、广义货币供应量(M2);产出效应变量为国内生产总值(GDP)、固定资产投资额(INV),物价效应变量为社会消费品零售额(CONSU)、居民消费价格指数(CPI)、企业商品价格指数(IPI)^②。

本文选择1990~2003年的年度数据与1999年12月~2005年3月的月度数据作为综合的研究样本。这种选择可以兼顾:(1)1990~2003年间中国经济经历了“通胀”、“通缩”及“通胀与通缩并存”,以期通过一段较长时期跨度内的年度数据检验,从一个相对完整的时期范围来分析中国利率政策的时滞问题。(2)通过1999年12月~2005年3月的月度数据,从相对较短的时间间隔,利用较近数据,分析近期中国利率政策的时滞问题。

研究数据主要来源于《中国统计年鉴(2004)》、中国人民银行统计数据(<http://www.pbc.gov.cn/>,2005-05-09)及中华人民共和国国家统计局(<http://www.stats.gov.cn/>,2005-05-09)。由于数据的自然对数变换不改变原有的协整关系,并能使其趋势线性化,消除时间序列中存在的异方差现象,所以对所研究序列分别取自然对数,并在表示相应变量的字符前加字母L。

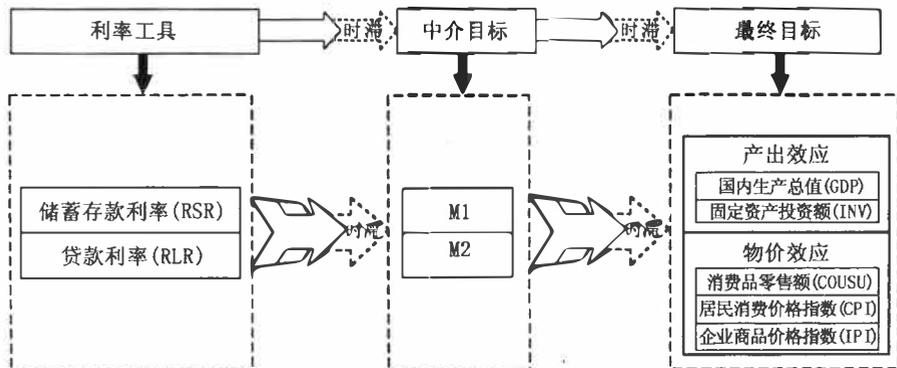


图1 利率传导过程中的时滞效应

(二)实证检验及结果分析

1. 年度数据分析

出于对相关变量时间序列数据的平稳性考虑,首先对其进行 ADF 检验及 PP 检验。

(1) 变量平稳性检验

1) ADF 检验

对时间序列 y_t , $y_t = c + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, 其中: c 为常数, ε_t 为零均值非自相关随机误差项, 若 $|\rho| < 1$, 则序列是平稳的, 若 $|\rho| > 1$, 序列发散, 从而没有实际意义, 因此只需检验 $|\rho|$ 是否严格小于 1。在 y_t 表达式两边同时减去 y_{t-1} , 得:

$$\nabla y_t = c + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $\gamma = \rho - 1$, 检验假设为: $H_0: \gamma = 0$ 。在序列存在单位根的前提下, 对参数 γ 估计值进行显著性检验的 t 统计量不服从标准的 t 分布。将所估计的系数 γ 除以它的标准误差, 得到 DF (Dickey 和 Fuller) 的 τ 统计量, 如果 $|\tau|$ 超过 DF 的临界绝对值, 则拒绝所给时间序列是平稳的假设。如果 (1) 式的误差项是自相关的, 将其修改为:

$$\nabla y_t = \beta + \gamma y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \nabla y_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

式中, $\nabla y_{t-i} = y_{t-i} - y_{t-i-1}$, 一般最小滞后项数 m 的选取原则是应能使式 (2) 中的误差项 μ_t 为白噪声。当 DF 检验应用于式 (2) 这种模型时, 就称为 ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) 检验。如果一个序列在成为稳定序列之前必须经过 d 次差分, 则该序列被称为 d 阶单整 (Integration) 序列, 记为 $I(d)$ 。

2) PP 检验

PP 测试是 Phillips 和 Perron 于 1988 年提出的一种针对序列有可能存在高相关情况的单位根检验方法。其通过对一阶自回归项系数的 t 统计量进行修正来解决误差项 ε 的高阶序列相关问题, 不再严格要求误差项 ε_t 是独立同分布的。检验方程见式 (1), PP 法的 t 统计量为:

$$t = \frac{\sqrt{\gamma_0} t_\gamma - (\omega^2 - \gamma_0) TS_\gamma}{\omega} \quad (3)$$

其中: t_γ 是 γ 的 t 统计量, S_γ 是 γ 的标准差, $\hat{\sigma}$ 则是检验方程的估计标准差, T 是样本长度, ω 是 Newey-West 异方差。自回归一致估计由下面两式给出:

$$\omega^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j \quad (4)$$

$$\gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j} \quad (5)$$

其中, q 是截尾期。原假设 H_0 是该时间序列有单位根, 服从随机游走过程。

根据年度资料所得的变量平稳性检验结果如表 1 所示。其中, 变量序列社会消费品零售额 (I.CONSU) 为 $I(0)$ 序列, 其余变量序列, 如 LRSR、LRLR、LM1、LM2、LGDP、LINV、LCPI、LIPI 均为 $I(1)$ 序列。基于此进行协整性检验。

表 1 变量平稳性检验结果(年度数据)

变量	ADF 检验值	临界值(1%,5%,10%)	D. W.	PP 检验值	临界值(1%,5%,10%)	D. W.
LRSR	-0.704 (C,0,2)	(-4.221,-3.180,-2.735)	2.080	-1.194 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	1.337
LRLR	-0.279 (C,0,2)	(-4.221,-3.180,-2.735)	2.081	-0.634 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	2.360
LM1	-2.525 (C,0,1)	(-4.137,-3.148,-2.718)	1.760	-1.858 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	1.625
LM2	-1.623 (C,0,2)	(-4.221,-3.180,-2.735)	2.453	-3.623 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	0.719
LGDP	-2.254 (C,0,2)	(-4.221,-3.180,-2.735)	2.028	-0.943 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	0.679
LINV	-1.104 (C,0,2)	(-4.221,-3.180,-2.735)	1.898	-1.807 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	1.117
LCONSU	-3.944 (C,T,2)	(-4.989,-3.873,-3.382)	2.004	-3.161 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	0.762
LCPI	-3.338 (C,T,2)	(-4.989,-3.873,-3.382)	1.757	-0.653 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	0.666
LIPI	-2.426 (C,T,1)	(-4.990,-3.873,-3.382)	2.490	-0.852 (C,T,2)	(-4.887,-3.829,-3.359)	2.490
DLRSR	-3.318 (C,0,3)	(-4.461,-3.270,-2.782)	2.496	-3.571 (C,T,2)	(-4.990,-3.873,-3.382)	1.826
DLRLR	-4.659 (C,0,2)	(-4.326,-3.220,-2.756)	2.084	-6.210 (C,0,2)	(-2.827,-1.976,-1.632)	2.173
D LM1	-2.214 (0,0,2)	(-2.862,-1.980,-1.634)	2.168	-2.488 (C,T,2)	(-4.990,-3.873,-3.382)	1.350
D LM2	-3.843 (C,0,2)	(-4.326,-3.220,-2.756)	2.980	-2.244 (C,0,2)	(-2.827,-1.976,-1.632)	2.192
DLGDP	-4.536 (C,0,3)	(-4.461,-3.270,-2.782)	2.214	-3.884 (C,T,2)	(-4.990,-3.873,-3.382)	1.784
DLINV	-4.0667 (C,0,2)	(-4.326,-3.220,-2.756)	1.668	-1.811 (C,T,2)	(-4.989,-3.873,-3.382)	1.148
D LCPI	-4.224 (C,T,1)	(-5.115,-3.927,-3.410)	2.176	-2.087 (C,T,2)	(-4.989,-3.873,-3.382)	1.096
D LIPI	-3.909 (0,0,2)	(-2.862,-1.979,-1.634)	2.491	-2.069 (C,T,2)	(-4.989,-3.873,-3.382)	1.663

注:D为差分算子,检验形式(C,T,K)中的C、T及K分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后阶数,0表示不包含。

(2) 变量协整关系检验

ADF 检验与 PP 检验是检验单个变量平稳性的两种方法,而协整(Cointegration)检验则是揭示变量之间是否存在一种长期稳定的均衡关系的方法。协整关系研究的基本思想是:若两个及两个以上的时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线性组合却表现出平稳性,则这些变量之间存在长期稳定关系,即协整关系。然而,并不是任何两个时序变量间都会存在协整关系,只有具备了协整研究的前提,对变量之间的协整关系进行检验才有意义,这一前提是所研究变量均为非平稳变量,且同阶单整^①。即,如果 $Y=(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}, \dots)$ 中各序列都是 d 阶单整,存在一个向量 $\alpha=(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k, \dots)$,使得 $Z_t=\alpha Y'_t \sim I(d-b)$, $d \geq b \geq 0$,则认为 Y 是 (d, b) 阶协整,记为 $X \sim CI(d, b)$, α 为协整向量。Engle Granger 于 1987 年提出了两步法用于检验两变量之间的协整关系,而对于多变量之间的协整关系的检验则显得不方便。Johansen(1988)和 Juselius(1990)提出了一种用向量自回归的检验方法(通常称为 Johansen 检验),可用于检验多个变量,同时求出它们之间的若干种协整关系。

现采用 Johansen 极大似然估计法,检验结果见表 2、表 3。其中,变量

LRSR、LRLR 分别与变量 LM1、LM2 之间存在至少一个协整关系;变量 LM1、LM2 分别与变量 LGDP、LINV、LCPI、LIPI 之间存在至少一个协整关系。

表 2 变量之间的协整关系检验结果(年度数据)

协整变量	特征值	似然率 (L. R.)	5%的 显著性水平	1%的 显著性水平	假设的 协整方程数
(LM1, LRSR)	0.806442 0.416949	26.17987 6.473760	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1*
(LM2, LRSR)	0.840332 0.582474	32.49679 10.48091	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1**
(LM1, LRLR)	0.634538 0.287927	16.15402 4.074895	15.49471 3.841466	20.04 6.65	None** At most 1**
(LM2, LRLR)	0.829694 0.285698	25.27931 4.037391	15.49471 3.841466	20.04 6.65	None* At most 1*
(LGDP, LM1)	0.822253 0.503102	29.12115 8.392448	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1**
(LINV, LM1)	0.759557 0.428779	23.82301 6.719748	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1**
(LCPI, LM1)	0.720356 0.450315	22.47176 7.180915	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1**
(LIPI, LM1)	0.789784 0.658640	31.61324 12.89782	19.96 9.24	24.60 12.97	None** At most 1*
(LGDP, LM2)	0.917629 0.171038	32.20917 2.250973	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1
(LINV, LM2)	0.828360 0.191721	23.70243 2.554177	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1
(LCPI, LM2)	0.787436 0.186989	21.06628 2.484132	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1
(LIPI, LM2)	0.815720 0.056130	20.98880 0.693207	15.41 3.76	20.04 6.65	None** At most 1

注:*、** 分别表示在 5%、1% 的显著性水平下拒绝原假设,即在相应的显著性水平下认为变量之间存在协整关系。

表 3 残差序列平稳性检验结果(年度数据)

变量	ADF 检验值	临界值(1%,5%,10%)	D. W.
E ₁	-4.446679(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	1.981416
E ₂	-3.945042(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.134295
E ₃	-3.156210(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	1.876632
E ₄	-2.817357(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.051712
E ₁₁	-2.392871(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	1.878110
E ₁₂	-2.312024(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.485141
E ₁₃	-2.914145(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	1.504337
E ₁₄	-2.261678(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.125406
E ₂₁	-2.612947(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.072507
E ₂₂	-3.300149(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.020261
E ₂₃	-2.997337(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	1.734796
E ₂₄	-2.179621(0,0,1)	(-2.7989,-1.9725,-1.6307)	2.226976

注:1. 检验形式(C,T,K)中的 C、T 及 K 分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势和滞后阶数,0 表示不包含。

2. E_1 、 E_2 、 E_3 、 E_4 分别为由(LM1, LRSR)、(LM2, LRSR)、(LM1, LRLR)、(LM2, LRLR)所得回归模型的残差序列; E_{11} 、 E_{12} 、 E_{13} 、 E_{14} 分别为由(LGDP, LM1)、(LINV, LM1)、(LCPI, LM1)、(LIPI, LM1)所得回归模型的残差序列; E_{21} 、 E_{22} 、 E_{23} 、 E_{24} 分别为由(LGDP, LM2)、(LINV, LM2)、(LCPI, LM2)、(LIPI, LM2)所得回归模型的残差序列。

(3) 因果关系检验

协整检验能检验变量之间是否存在长期的均衡关系,但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。Granger(1969)提出的因果关系检验可以解决此类问题。其基本原理是:在做 y 对其他变量(包括自身的过去值)的回归时,如果把 x 的滞后值包括进来能显著地改进对 y 的预测,就说 x 是 y 的 Granger 原因,类似的定义 y 是 x 的 Granger 原因。为此有下列检验方程:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \mu_t \quad (6)$$

其中, μ_t 为零均值非自相关随机误差项。原假设为: $H_0: \beta_j = 0 (j=1, 2, \dots, n)$,意味着 x 不是 y 的原因。若原假设成立则有:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

令式(6)的残差平方和为 S_1 ,式(7)的残差平方和为 S_2 ,则 $F = \frac{(S_2 - S_1)/n}{S_1/(T - m - n - 1)}$ 应服从自由度为 $(n, T - m - n - 1)$ 的 F 分布。其中 T 为样本数量, m, n 分别为 y 和 x 的滞后阶数。

现采用基于 VAR 模型的 Granger 检验法对诸变量之间是否存在因果关系进行检验^①,结果如表 4 所示。其中,LRSR 与 LM1 之间存在单向 Granger 因果关系,LM1 的变化能影响 LRSR 的变化,反之则这种关系不明显;LRSR 与 LM2 之间则不存在 Granger 因果关系。这表明,就统计数据而言,存款利率变化与货币供应量的变化之间不存在长期的因果关系。但 LRLR 与 LRSR 不同,其与 LM1、LM2 之间存在明显的单向因果关系,即 LRLR 的变化能显著影响 LM1、LM2,反之这种关系不存在。LM1 的变化能显著改变 LGDP、LINV 及 LCPI,但对 LIPI 的影响并不十分显著;反之,LCPI、LINV 及 LIPI 的变化能显著影响 LM1,但 LGDP 的变化不能显著改变 LM1。LM2 的变化对 LGDP、LINV 的影响较为显著,但对 LCP、LIPI 的影响不明显;反之,LCPI、LGDP、LINV 及 LIPI 的变化均能显著改变 LM2。

表 4 Granger 因果关系检验结果(年度数据)

原假设 H_0	滞后期数	F	P
LM1 不是 LRSR 的 Granger 原因	2	6.05037	0.02980
LRSR 不是 LM1 的 Granger 原因		2.58541	0.14429

续表4 Granger 因果关系检验结果(年度数据)

原假设 H_0	滞后期数	F	P
LM2 不是 LRSR 的 Granger 原因	2	4.91916	0.32456
LRSR 不是 LM2 的 Granger 原因		1.84935	0.49708
LM1 不是 LRLR 的 Granger 原因	2	2.24206	0.17681
LRLR 不是 LM1 的 Granger 原因		3.92631	0.07187
LM2 不是 LRLR 的 Granger 原因	2	1.44402	0.29851
LRLR 不是 LM2 的 Granger 原因		2.45978	0.10521
LM1 不是 LGDP 的 Granger 原因	2	21.5200	0.00102
LGDP 不是 LM1 的 Granger 原因		2.64751	0.13925
LM1 不是 LINV 的 Granger 原因	2	7.20202	0.02000
LINV 不是 LM1 的 Granger 原因		4.05098	0.06780
LM1 不是 LCPI 的 Granger 原因	2	10.2597	0.00830
LCPI 不是 LM1 的 Granger 原因		4.17260	0.06411
LM1 不是 LIPI 的 Granger 原因	2	2.25302	0.17563
LIPI 不是 LM1 的 Granger 原因		4.68808	0.05106
LM2 不是 LGDP 的 Granger 原因	2	13.6180	0.00386
LGDP 不是 LM2 的 Granger 原因		9.59993	0.00986
LM2 不是 LINV 的 Granger 原因	2	10.5189	0.00778
LINV 不是 LM2 的 Granger 原因		5.32874	0.03923
LM2 不是 LCPI 的 Granger 原因	2	2.81881	0.12648
LCPI 不是 LM2 的 Granger 原因		9.04765	0.01146
LM2 不是 LIPI 的 Granger 原因	2	1.03075	0.40517
LIPI 不是 LM2 的 Granger 原因		7.35258	0.01905

注:P 的统计含义为,若拒绝原假设则犯第一类错误的概率。

(4) 脉冲响应函数

为了进一步分析被解释变量对解释变量一个标准差冲击的反应程度及其时滞,需借助脉冲响应函数及方差分解。因为,在向量自回归(VAR)模型中,当某一变量 t 期的扰动项变动时,会通过变量之间的动态联系,对 t 期以后各变量产生一连串的连锁作用。脉冲响应函数描述系统对冲击(或新生)扰动的动态反应,并从动态反应中判断变量间的时滞关系。相关变量之间的脉冲响应函数见图 2~图 4。

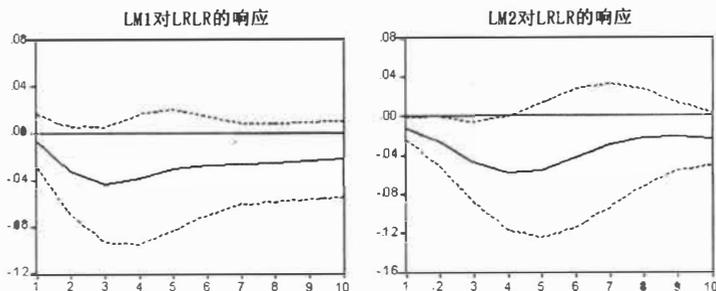


图2 LM1、LM2 对 LRLR 一个标准差新息的响应

由图 2~图 4 可知,目标变量对于一个新息的冲击,只有 LM1、LM2 对

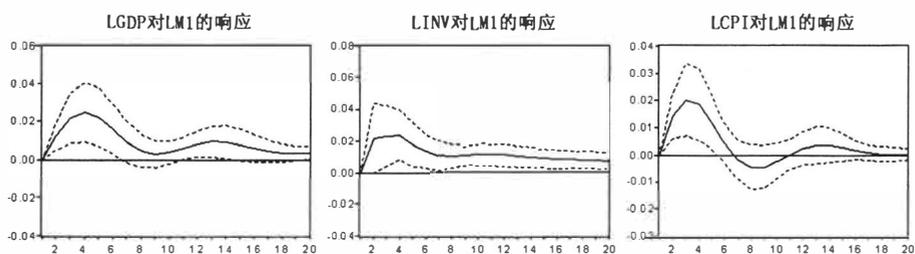


图3 LGDP、LINV、LCP对LM1一个标准差新息的响应

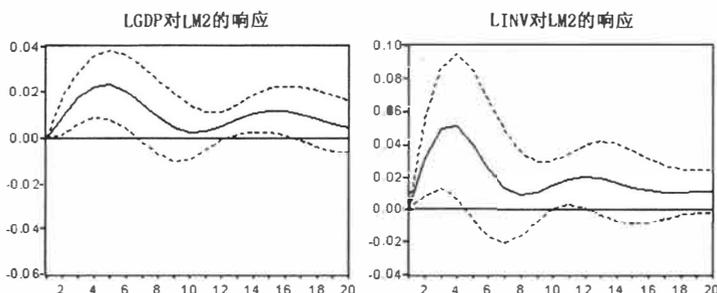


图4 LGDP、LINV对LM2一个标准差新息的响应

LRLR 在第 1 期有反应,其余则在第 1 期后才显示冲击效应。图 2 表明,对于 LRLR 的一个标准新息的冲击,LM1 在第 3 期达到负的最大值,虽然此后振幅逐渐减小,但持续时间较长;对于 LRLR 的一个标准新息的冲击,LM2 在第 4 期达到负的最大值,此后振幅逐渐减小,且持续时间也较长。图 3 表明,对于 LM1 的一个新息的冲击,LGDP 在第 4 期达到峰值,此后振幅在波动中逐渐衰减,但始终为正;LINV 的反映较为迅速,在第 2 期即达峰值,并维持峰值到第 4 期,此后逐步衰减 LCPI 在第 3 期达到峰值,此后正负交替出现,振幅在波动中逐渐衰减。图 4 表明,对于 LM2 的一个新息的冲击,LGDP 在第 5 期达到峰值,此后振幅在波动中逐渐衰减,但始终为正;LINV 在第 4 期达到峰值,此后振幅在波动中逐渐衰减,也始终为正。

(5) 方差分解

脉冲响应函数是追踪系统对一个内生变量的冲击效果,而方差分解则提供了另一种描述系统动态变化的方法。其将任意一个内生变量的预测均方误差分解成系统中各变量的随机冲击所做的贡献,然后计算出每一个变量冲击的相对重要性,即变量的贡献占总贡献的比例。根据相对重要性信息随时间的变化,估计该变量的作用时滞。变量 LM1 的方差分解结果见表 5。

表 5 显示,在 LM1 预测方差中,LRLR 的贡献在第 3 期后趋于稳定,由此得 LRLR 对 LM1 的作用时滞为 3 个时期。同理可得其他相关变量的方差分解结果,见表 6。

表5 变量LM1方差分解结果

时 期	S. E.	LM1	LRLR
1	0.038987	100.0000	0.000000
2	0.062054	81.98157	18.01843
3	0.080386	65.01014	39.98986
4	0.091767	58.21734	41.78266
5	0.099007	56.23964	43.76036
6	0.104675	55.61729	44.38271
7	0.109602	55.09632	44.90368
8	0.113848	54.52442	45.47558
9	0.117395	54.03824	45.96176
10	0.120341	53.68574	46.31426

表6 变量方差分解结果

变量组	(LM2, LRLR)	(LGDP, LM1)	(LINV, LM1)	(LCPI, LM1)	(LGDP, LM2)	(LINV, LM2)
时滞	4	4	3	3	4	4

表6所示结果与图2~图4所表明的结果基本一致。

2. 月度数据分析^⑤

(1) 变量平稳性检验

根据月度数据进行的变量平稳性检验结果表明,变量LMINV、LMCON-SU为I(0)序列^⑥,变量LMRSR、LMRLR、LMM1、LMM2、LMCPI、LMIPI、LMLOAN为I(1)序列。

(2) 变量协整关系检验

根据月度数据进行的变量之间协整关系检验结果表明,变量LMRSR与变量LMM1、LMM2之间不存在协整关系;变量LMRLR与变量LMM1、LMM2之间在1%的显著性水平上存在至少一个协整关系;变量LMM1、LMM2分别与变量LPII、LMCPI及LMLOAN之间在1%的显著性水平上存在至少一个协整关系。

(3) 因果关系检验

根据月度数据进行的变量之间因果关系检验结果表明,LMRLR与LMM1、LMM2之间存在明显的单向因果关系,即LMRLR的变化能显著改变LMM1、LMM2,但反之则不成立;LMM1的变化能显著影响LMCPI、LMIPI、LMLOAN的变化,但反向因果关系则不显著;LMM2的变化对LMCPI、LMIPI、LMLOAN的变化影响较为显著,但只有LMCPI与LMM2之间存在较为显著的反向因果关系。

(4)时差相关系数

经计算,当滞后期从 0 到 7 依次取值时,LMM1 与 LMIPI 之间的时差相关系数从 0.832277 逐渐增大到 0.841285(时差为 4),此后又逐步减小,同理可得 LRLR 与 LMM1、LMM2 之间,以及 LMM1、LMM2 与 LMIPI、LMCPI、LMLOAN 之间的最大时差相关系数。结果见表 7、表 8。

表 7 LRLR 与 LMM1、LMM2 之间的时滞

变量名	LMM1	LMM2
LRLR	2 个月	6 个月

表 8 LMM1、LMM2 与 LMIPI、LMCPI、LMLOAN 之间的最大时差相关系数

变量名	LMIPI	LMCPI	LMLOAN
LMM1	4 个月	8 个月	3 个月
LMM2	25 个月	28 个月	3 个月

三、结 论

通过以上实证研究,我们可得出如下一些基本结论:

(1)利率政策有效性的发挥不充分。实证研究显示,无论是年度数据,还是月度数据,在中国现实的经济运行环境中,存款利率与相关经济变量之间并不存在理论上的关联性。这表明人民币利率作为工具变量是低效的。但是,无论是年度数据,还是月度数据,均表明在中国现实的经济运行环境中,贷款利率与相关经济变量之间理论上的关联性在实践中又有较为明显的体现。

(2)利率政策传导过程中存在时滞效应,且当将利率作为工具时,总体上最终变量与中介变量之间的时滞大于中介变量与工具变量之间的时滞。本文对年度资料与月度资料的分析均表明,在中国现实的经济运行环境中,利率工具的时滞效应较为明显。由于在工具变量与中介变量之间,以及中介变量与最终目标变量之间均存在明显的时滞,由此提高了利用利率政策调节宏观经济变量的难度,同时,本文的研究结果表明价格的反映较产出的反映更迅速。然而传统货币经济学认为,产出效应时滞短于价格效应时滞。对于这种实证结果与传统理论不一致的解释,可能是因为自 1993 年以来,中国市场机制的发展速度较快,价格能够比较及时和灵敏地反映现实经济,同时价格变动能够对经济产出发挥比较明显的导向作用。由于我国利率政策传导机制时滞效应的存在,在政策实施与效果显现这一段间隔期内,宏观经济运行必然会受到不确定因素的冲击,由此增大了调控风险,提高了“相机抉择”的难度。

(3)利率市场化是提高我国利率政策有效性的关键所在。虽然货币供应量仍然作为我国货币政策的中介目标,但自 1994 年以来,M2 增长率基本处于下滑状态,使中央银行坚持货币供应增长目标这一数量指标已经越来越困

难。随着中国金融体制和金融立法改革的推进,利率在国家宏观调控体系中的作用应该越来越明显。如果货币政策中介目标转向利率,则利率传导机制效果需要直接依赖于金融市场的成熟程度,即依托于利率市场化。同时,利率作为资金的价格,其市场化也是金融市场蓬勃发展的必要条件,更是优化资源配置的需要,以及有效影响宏观经济、治理通货膨胀与紧缩的内在要求。

* 本文系国家社会科学基金项目(04BJL027)阶段性成果,并得到教育部“985工程”哲学社会科学创新基地、南京大学经济转型和发展研究中心支持;同时本文得到江苏省博士后科学研究基金资助。

注释:

- ①根据1年期的人民币储蓄存款利率估算: $RSR=NSR-E[CPI(-1)]$,其中,NSR为名义存款利率; $E(CPI)$ 为预期通胀率,CPI为消费价格指数;实际贷款利率仿此计算。
- ②月度资料选择固定资产投资额(MINV)、社会消费品零售额(MCONSU)、居民消费价格指数(MCPI)、企业商品价格指数(MIPI)、各项贷款总额(MLOAN)等。
- ③必须注意到,两个以上变量如果具有不同的单整阶数,有可能经过线性组合构成低阶单整变量。
- ④由于模型的检验结果敏感地依赖于滞后期的选择,因此本检验按以下法则选取滞后期:首先根据AIC和SC准则,在不能确定的情况下,根据内曼-皮尔逊(Neyman-Pearson)提出的似然比(L.R.)统计量来确定滞后期。
- ⑤由于缺少月度GDP数据,采用同样的方法分析了季度国内生产总值(SGDP)与季度流通中现金量(SM0)、狭义货币供应量(SM1)、广义货币供应量(SM2)之间的关系。结果表明,变量LSM0为I(0)序列,变量LSM1、LSGDP为I(1)序列,变量LSM2为I(2)序列;变量LSM1与LSGDP之间存在较为明显的双向因果关系。
- ⑥为了研究的完整性,实证研究中对年度与月度资料中M0进行了平稳性检验,结果表明其均为I(0)序列;同样,对社会消费品零售额而言,在两组检验中均为I(0)序列,而其他众多的变量序列均为I(1)序列,由此失去了深入分析这两个变量与相关变量之间关系的可能。

参考文献:

- [1]王召.对中国货币政策利率传导机制的探讨[J].经济科学,2001,(5):75~84.
- [2]陈建南.货币政策中利率传导机制分析[J].金融与经济,2004,(6):22~23.
- [3]徐寒飞.利率非对称传导关系与利率政策的效率[J].世界经济,2002,(8):26~33.
- [4]休谟.休谟经济论文选[M].北京:商务印书馆,1984:34~35.
- [5]维克塞尔.国民经济学讲义[M].上海:上海译文出版社,1983:311.
- [6]陈飞,赵昕东,高铁梅.我国货币政策工具变量效应的实证分析[J].金融研究,2002,(10):25~30.
- [7]费雪.利息理论[M].上海:上海人民出版社,1951:341~343.
- [8]马瑞华.从利率弹性看货币政策的扩张功能[J].经济纵横,2002,(11):34~36.
- [9]凯恩斯.就业利息和货币通论[M].北京:商务印书馆,1983:222.
- [10]黄昌利,任若恩.我国(1996~2003年)货币政策低效率性及原因分析[J].中国管理科

学,2004,12,(3):38~43.

- [11]弗里德曼. 论通货膨胀[M]. 北京:中国社会科学出版社,1982:25.
- [12]Johansen S. Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models [M]. Oxford University Press,1995.
- [13]Engle R F,Granger C W J. Co-integration and error-correction:Representation, estimation and testing[J]. *Econometric*,1987,55(2):251~276.

Time Lag of Interest Rate Policy in China Based on the New Annual Data and Monthly Data

FANG Xian-ming, XIONG Peng

(*School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093*)

Abstract: In order to study the interest rate time lag in China, the relationship between the tool variable, transfer variable and objective variable have been analyzed by IRF(Impulse Response Function)and variance decomposition, based on the new annual data and monthly data. The empirical study indicates: (1)the interest rate policy in China is not fully effective; (2) the time lag is very obvious; (3)the time lag of real output is longer than that of price. Finally, this paper argues that interest rate marketing is an important way to improve the effectiveness of transmission mechanism of interest rate.

Key words: interest rate; the time lag of output; the time lag of price; empirical study

(责任编辑 周一叶)