

# 财政赤字与名义利率\*

——基于LA-VAR模型的经验证据(1978-2005)

许雄奇 张勋杰

**摘要:** 财政赤字增加是否提高了利率水平的问题是国内外理论界争论的焦点。综合考虑影响利率水平变动的诸种因素,在5变量系统内检验了我国财政赤字与名义利率水平之间的关系。结果显示,财政赤字增加导致名义利率水平提高。其政策含义在于:在制定我国的宏观经济政策时,不能完全忽略和否认财政赤字增加对名义利率水平的影响;同时,需要继续推进利率市场化的改革进程,增强我国货币政策传导机制的有效性。

**关键词:** 财政赤字 名义利率 LA-VAR模型 因果关系 广义脉冲响应函数

## 一、引言

财政赤字对利率水平的影响问题一直是经济学界和政策制定者关注的焦点。经济学理论指出,如果财政赤字的增加导致利率水平的提高,将会挤出私人投资而对经济增长产生负面影响,此时,降低财政赤字水平可以缓解利率上升的压力,增加货币政策管理利率的自由度,使财政政策与货币政策协调搭配,增强宏观调控的有效性。

关于财政赤字对利率水平的影响,在经济理论界一直争论不休。有的理论认为财政赤字增加导致利率水平上升,有的认为财政赤字增加对利率水平无影响,而有的则认为是利率水平影响财政赤字水平而非相反。有关财政赤字与利率水平之间关系的经济理论主要包括:

(1) 可贷资金模型认为,利率取决于市场上借贷资金的供求,借贷资金的总供给曲线和总需求曲线的均衡点决定利率水平,利率决定于实物市场因素。财政赤字增加,如果资金市场上的额外借款增加,资金的需求曲线向右上方移动,均衡利率水平上升。如果资金的供给曲线同时向左下方移动,私人资金需求的减少能够完全抵消政府资金需求的增加(李嘉图等价定理所描述的情况),利率水平可以保持不变。另外一种特殊情况是,如果资金供给曲线具有无限弹性(完全开放资本市场的小国经济情况),利率水平也将维持不变。

(2) 凯恩斯主义的流动性偏好理论认为,利率由既定条件下的流动性偏好和货币数量决定,货币的供求关系决定利率水平,利率是个纯货币现象。财

政赤字增加,刺激总需求并增加产出,货币需求增加,利率水平上升。特殊情况下,若经济处于流动性陷阱之中,则财政赤字增加对利率水平无影响。

(3) 综合了可贷资金模型和凯恩斯主义观点的新古典综合派的理论认为,利率水平既取决于实物市场因素,也取决于货币因素。不断增长的财政赤字使私人储蓄增加,但私人储蓄的增加不足以完全弥补因财政赤字增加而引起的国民储蓄的减少,导致利率水平上升。在封闭经济中,利率水平上升将挤出私人投资;在小国开放经济的Mundell-Fleming模型中,由于高资本流动性,利率水平上升导致国外资本内流,利率水平会随之下降(Mankiw,2003),可能表现为财政赤字的利率中性。

(4) 市场规则假设认为,在有效的金融市场上,高水平的财政赤字可能导致财政政策的不可持续性而影响公众的预期,要求对政府债务的利率水平施加一定程度的风险贴水,因此,财政赤字对利率具有正效应。

(5) 李嘉图等价定理认为,如果经济代理人具有无限期界和代间遗赠动机,在给定期政府支出路径时,减税导致的政府储蓄下降能够被私人储蓄的等额增加完全抵消,国民总储蓄不变。因此,财政赤字增加对利率水平无影响。

(6) 由于资本市场一体化进程的加快,政府能够以世界市场利率向国外借贷而不影响国内利率水平。因此,财政赤字与国内利率之间的关系非常弱甚至无关。

(7) 一些后凯恩斯主义者(Smithin,1994;Wray,1997)认为,利率水平影响财政赤字而非财政赤字影

\* 本文得到教育部人文社会科学研究2007年度青年基金项目(批准号:07JC790062)的资助。

响利率水平,存在从利率水平到财政赤字的单向因果关系。因为,利率水平的决定取决于中央银行,外生于财政赤字。若中央银行的紧缩性货币政策导致利率水平上升,一方面政府债务的利息支出增加;另一方面,经济增长放缓,税收收入减少,转移支付增加,导致财政赤字增加,最终会影响财政政策的可持续性。

如同理论上的巨大分歧一样,关于财政赤字与利率水平的关系,实证检验的结论也具有很大的一致性。早期的实证研究多在财政赤字变量之外加入有关宏观经济变量、采用 OLS 回归以判断在财政赤字和利率之间是否存在相关关系及其符号,但受到质疑。因为,即使在财政赤字和利率之间存在显著的正相关关系,也无法判断利率的上升是否由财政赤字引起。进入 20 世纪 90 年代后,非参数检验、协整检验和 Granger 因果关系检验、误差修正模型、VAR 模型以及脉冲响应函数、方差分解、Panel 协整等计量方法在检验财政赤字对利率的影响时被大量使用。已有研究显示,实证结果对模型设定和变量的定义非常敏感,到底选择哪些解释变量进入实证模型尚缺乏令人信服的理论支撑,而作为关注对象的利率水平到底是选择短期利率还是长期利率也存在争议。

Evans(1985,1987)、Plosser(1987)、Vieira(2004) 等的实证检验支持 Barro 的“财政赤字中性”理论。Modigliani 和 Sterling (1990)、Kormendi (1983)、Kormendi 和 Meguire(1990,1995)、Graham(1995)、Gale 和 Orszag(2003)、Laubach(2003) 等发现了大量证据证实财政赤字增加会提高实际或名义利率。Evans (1989)、McMillin(1986) 的实证研究显示存在从利率到财政赤字的 Granger 因果关系。Goldstein 和 Woglon(1992)、Bayoumi(1995) 的实证研究支持市场规则假设,而 Eichengreen(1990) 和 Alesina (1992) 的实证研究发现政府债务的风险贴水非常小而无关紧要。Swamy(1990) 发现大额财政赤字与短期利率存在负向的关系;但是 Hoelscher(1987) 却发现政府支出与长期利率存在显著的正向关系;Tanzi 和 Lutz (1991) 也认为较大的预算赤字导致了利率水平的上升。

国内学者多通过定性分析或根据统计分析来判断财政赤字与利率的关系,认为目前还没有证据表明积极财政政策提高了利率水平的学者比较多。曾令华(2000)认为,实际利率上升与它对非政府投资的某些抑制作用不能说明政府支出扩张有“挤出效应”,只是说明利率政策与财政政策的不协调。刘溶沧、马拴友(2001)利用中国 1984-1999 年的数据进行回归分析,结论是中国的财政赤字、国债规模没有产生挤出效应,不但财政赤字没有使利率上升,而且财政投资也未挤出私人投资,目前不存在财政赤字抬高利率的因果关系。但其研究方法仅为简单的

OLS 回归,尚需更严格的计量分析来提供实证支持。郭庆旺(2002)认为,利率管制使利率水平对财政赤字反应灵敏度很小,公债对银行利率没有推动作用。杨君昌(2002)也认为,积极财政政策实施对利率几乎没有产生实质性的影响,基本上不存在挤出效应。但是,国内也有部分学者认为财政赤字提高利率水平进而产生挤出效应。张帆(1999)的研究认为,由于中国近几年来实际利率在上升,挤出效应必然存在。余永定(2000)认为,大量国债的发行将导致利息率的上升并迟早会对私人投资产生净挤出效应从而降低财政支出的乘数作用。章晟(2003)也认为,中国实行的积极财政政策存在“挤出效应”。

从 1998 年以来,中国实施了多年的积极财政政策;近期以来,中央银行多次提高利率水平。财政赤字是否提高了利率水平的问题是中国理论界争论的焦点。因此,以可靠的计量方法、从经验上证实中国财政赤字的利率效应,具有重要的理论价值和政策意义。本文将扩展 VAR 模型和广义脉冲响应函数等为基础,在 5 变量系统内检验 1978-2005 年中国的财政赤字与名义利率之间的 Granger 因果关系。若财政赤字对名义利率具有 Granger 影响,则进一步通过广义脉冲响应函数来识别财政赤字对名义利率的影响方向,为中国实施恰当的财政政策、货币政策及其政策组合提供实证支持。

## 二、实证模型与检验方法

### (一) 实证模型

由于财政赤字的利率效应在理论上并未形成一致,在实证检验这两者的关系时,尚缺乏具有理论支撑的、统一的模型设定(Gale and Orszag, 2003)。根据已有的研究文献,绝大部分学者通过估计方程(1)来检验财政赤字与利率的关系。

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + Z_t \beta + \epsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

其中, $i_t$  代表利率变量, $d_t$  代表财政赤字变量, $Z_t$  代表可能影响利率的其他变量向量。至于哪些宏观经济变量应该包含在向量  $Z$  中,不同的理论有不同的观点。

#### 1. 李嘉图等价定理

李嘉图等价定理认为财政赤字对利率水平无影响,因此, $\alpha_1 = 0$  或不存在从财政赤字到利率的 Granger 因果关系,据此可检验李嘉图等价定理是否成立。

#### 2. 可贷资金模型

Hoelscher(1986) 和 Cebula(1988) 建立的封闭经济条件下的可贷资金模型显示,长期利率水平取决于信贷资金的供给和需求。在均衡时,信贷资金的供给和需求相等,即:

$$S(i_L, r_S, \epsilon, d) - D(i_L, r_S, \epsilon, d, g) = 0 \dots \dots \dots (2)$$

其中,信贷资金的供给  $S$  取决于长期利率  $i_L$ 、短

期利率  $r_s$ 、通货膨胀预期  $e$  和财政赤字  $d$ 。信贷资金的需求  $D$  取决于长期利率  $i_L$ 、短期利率  $r_s$ 、通货膨胀预期  $e$ 、财政赤字  $d$  和经济增长率  $g$ 。根据均衡条件(2)求解  $i_L$  并线性化,可得,

$$i_L = \alpha_0 + \alpha_1 r_s + \alpha_2 e + \alpha_3 d + \alpha_4 g + \mu \dots (3)$$

其中,  $\mu$  为影响长期利率的结构扰动项。

开放经济条件下,在(3)式中加入国外净资本流动  $nci$  (netcapitalinflows) 变量,可得:

$$i_L = \alpha_0 + \alpha_1 r_s + \alpha_2 e + \alpha_3 d + \alpha_4 g + \alpha_5 nci + \mu \dots (4)$$

因此,根据可贷资金模型,可能影响利率水平的其他变量包括短期利率、通货膨胀预期、经济增长率和国外净资本流动等。

### 3. IS-LM 模型

封闭经济条件下的 IS-LM 模型显示 (Evans, 1985), 名义利率 ( $i_t$ ) 主要取决于政府支出 ( $G_t$ )、财政赤字 ( $D_t$ )、货币存量 ( $M_t$ ) 和预期的通货膨胀率 ( $P_t^e$ ),

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 G_t + \alpha_2 D_t + \alpha_3 M_t + \alpha_4 P_t^e + \dots (5)$$

开放经济条件下,在(5)式中加入国外净资本流动变量  $nci_t$ , 可得

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 G_t + \alpha_2 D_t + \alpha_3 M_t + \alpha_4 P_t^e + \alpha_5 nci_t + \dots (6)$$

因此,根据 IS-LM 模型,可能影响利率的其他变量包括政府支出、货币存量、预期的通货膨胀率和国外净资本流动等。

财政赤字增加是否促使利率水平上升,需要视不同国家的具体情况而定。综合考虑影响利率水平变动的诸种因素,笔者选取财政赤字变量、GDP 变量、货币供给变量及通货膨胀变量进入模型(1),根据有关宏观经济理论,它们均可能是影响利率水平的潜在因素。因此,笔者在 5 变量系统内考察财政赤字的名义利率效应。由于中国资本市场的开放程度较低,存在显著的资本流动性约束,国外净资本流动可能没有成为引导名义利率的原因,因此作者并不考虑开放经济的情况。

### (二) 检验方法

宏观经济运行在很大程度上依赖于变量之间可能存在的因果关系,正是这种因果关系,使组成宏观经济系统的各变量相互制约和相互促进。Granger 因果关系是基于向量自回归 (VAR) 模型来定义的,一般分为“基于水平 VAR 模型的因果关系检验”和“基于差分 VAR 模型 (即 Vector 误差修正模型, VECM) 的因果关系检验”。基于水平 VAR 模型进行多变量系统的因果关系检验因未考虑单个变量的非稳定性和变量系统的协整性而存在一定的问题;基于差分 VAR 模型来进行因果关系检验容易使信息丧失并且要求首先检验变量的平稳性和协整关系,使其在实证检验中的应用受到限制。当研究者并不

关注变量的协整性而只关注其因果关系,或者协整性不存在但需要研究其因果关系时,就需要一种新的检验方法,在不考虑变量的单整性和协整性的情况下进行变量之间的因果关系检验。Toda 和 Yamamoto (1993, 1995) 提出的“基于扩展 VAR 模型的因果关系检验”方法可以不考虑单位根的个数和变量的协整性而进行因果关系检验,在最近的因果关系检验中受到广泛应用。

考虑如下的 VAR(L) 过程,VAR 模型的最优滞后阶数 L 假设已知。

$$Z_t = v + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_L Z_{t-L} + \epsilon_t \dots (7)$$

其中,  $Z_t$ 、 $v$  和  $\epsilon_t$  为  $n$  维向量,  $A_r$  为滞后阶数为  $r$  时的  $n \times n$  系数矩阵,误差向量  $\epsilon_t$  为 0 均值的独立同分布过程。需要强调的是,在运用基于扩展的 VAR 模型进行因果关系检验时研究者并不需要事先确定模型(7)中各变量的单整性和变量系统的协整性。

Toda 和 Yamamoto (1995) 建议在水平 VAR(L) 模型中加入额外的滞后阶数  $d$  ( $d$  为各变量的最大单整阶数),运用 OLS 方法估计 VAR(L+d) 模型并根据该模型进行因果关系检验,该方法在基于水平 VAR 模型的因果关系检验的基础上考虑了额外滞后阶数  $d$  对检验结果的影响。

$$Z_t = v + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_L Z_{t-L} + \dots + A_{L+d} Z_{t-L-d} + \epsilon_t \dots (8)$$

其中,  $v$ ,  $A_1, \dots, A_{L+d}$  为 OLS 估计量。

对模型(8)进行 Wald 系数检验,如果零假设  $H_0$  ( $H_0: A_r$  中  $j$  行、 $k$  列的元素等于零,  $r=1, \dots, L$ ) 不被拒绝,则  $Z_t$  的第  $k$  个元素是第  $j$  个元素的非 Granger 因。

需要注意的是,在进行 Wald 系数检验时,仅需要对滞后期为  $L$  的估计系数向量运用标准渐进分布理论进行 Wald 系数检验,而对额外滞后阶数  $d$  的估计系数向量并不需要进行 Wald 系数检验,因为水平 VAR 模型的实际滞后阶数为  $L$ 。Toda 和 Yamamoto (1995) 从理论上证明,无论  $Z_t$  是平稳过程、 $I(1)$  或  $I(2)$  过程还是协整系统, Wald 统计量均服从于标准  $\chi^2$  分布。

在利用 VAR(L+d) 模型进行因果关系检验的基础上,可以进一步根据 VAR(L) 模型得出脉冲响应函数以识别变量系统对冲击或新生扰动的动态反应。

脉冲响应函数描述的是在随机误差项上施加一个标准差大小的冲击后对内生变量的当期值和未来值所带来的影响。Pesaran 等 (1998) 所提出的广义脉冲响应函数可以不考虑变量的排序问题而得出唯一的脉冲响应函数曲线,在最近的实证研究中被广泛使用。

一般意义上的脉冲响应函数是在 VAR 模型稳定的前提下,将每一个 VAR(k) 模型通过矩阵变换改写成 VAR(1) 模型,进而写成一个无限阶的

向量 MA( ) 过程:

$$Y_t = \mu + u_t + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + \dots \quad (9)$$

在此基础上,通过乔里斯基(Cholesky)分解使误差项正交来克服误差项相关的问题,进而对脉冲响应函数做出解释。这种传统方法的缺陷在于其不稳定性(或称之为随意性),即随着进入 VAR 系统的变量顺序的不同,分解出来的脉冲响应函数也是不同的。

为了克服这一缺陷, Pesaran 和 Shin (1998) 提出了广义脉冲响应函数的概念。定义 G 为广义脉冲响应函数,  $u_t^0$  为对整个系统的冲击,有:

$$G_s = E(y_{t+N} | u_t = u_t^0, \dots, u_{t-1}^0) - E(y_{t+N} | u_{t-1}^0, \dots, u_{t-1}^0) \quad (10)$$

$u_{t-1}^0$  表示在 t-1 时刻已知的信息集,  $u_t$  是服从均值为 0、协方差矩阵为  $\Sigma$  的 N 维多元正态分布的随机变量。并且满足:

$$E(u_t | u_{jt} = j) = (\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \dots, \alpha_{Nj})' \quad (11)$$

上式中  $\alpha_{ij} = \Sigma_{ij}^{-1/2}$  表示 1 单位的冲击。进一步定义  $e_t$  是 N x 1 维向量,其中第 i 个元素为 1,其他元素为 0,则一个标准单位偏差带来的对 VAR 系统中第 i 个方程的第 j 个变量在 N 期的广义脉冲响应是:

$$G_{j,N} = (e_j' \Sigma^{-1} e_i) / (\Sigma_{ii})^{-1/2} \quad i,j=1,2, \dots, N \quad (12)$$

Pesaran 和 Shin(1998) 证明,广义脉冲响应是唯一的,并且考虑了观测到的不同形式冲击和它们之间的相关性。Pesaran 和 Shin 还进一步证明了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,二者是一致的。因此,利用广义脉冲响应函数得到的结果更具稳定性和说服力。

### 三、实证分析

#### (一) 模型设定与样本说明

样本区间为 1978-2005 年。数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》。 $R_t$  表示一年期贷款名义利率的自然对数,  $D_t$  表示财政赤字变量,为名义财政支出的自然对数减去名义财政收入的自然对数,正值表示财政赤字;  $Y_t$  表示名义 GDP 的自然对数;  $M_t$  表示名义货币供给(以  $M_1$  衡量)的自然对数,  $P_t$  表示通货膨胀率(以 CPI 衡量)。运用 Eviews6.0 计量经济学软件进行变量的计算和数据的分析。

令  $Z_t = [R_t, D_t, Y_t, M_t, P_t]$ 。  $Z_t$  包含了可能具有不同单整阶数(最高为 d)的变量,这些变量之间或存在或不存在协整关系。若  $Z_t$  服从于 VAR(L),则可以运用上述基于扩展 VAR 模型的因果关系检验方法进行变量之间的 Granger 因果关系检验。

#### (二) 确定水平 VAR 模型的最佳滞后阶数

确定水平 VAR 模型的最佳滞后阶数的方法是

从一般到特殊从较大的滞后阶数开始,通过对应的 LR 值、FPE 值、AIC 值、SC 值、HQ 值等确定。考虑到样本区间的限制,从最大滞后阶数 L=3 开始,并根据 LR 值、FPE 值、AIC 值、HQ 值等选择最佳滞后阶数为 L=2, 见表 1。

表 1 名义利率水平 VAR 模型的最佳滞后阶数检验结果

| 滞后阶数 | LR 值      | FPE 值      | AIC 值     | SC 值      | HQ 值      |
|------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 0    | NA        | 1.36e-05   | 2.9807    | 3.2226    | 3.0503    |
| 1    | 2427714   | 5.18e-10   | -7.2348   | -5.7832** | -6.8168   |
| 2    | 39.6372** | 3.21e-10** | -7.9542** | -5.2929   | -7.1879** |

注: \*\*代表在 5% 显著性水平上拒绝原假设。

#### (三) VAR(2) 模型的稳定性检验

根据图 1 的稳定性检验, VAR(2) 模型的全部根都落在单位圆以内,因此, VAR 模型的稳定性条件得以满足,根据其得出的脉冲响应函数的结果是稳健、可靠的。

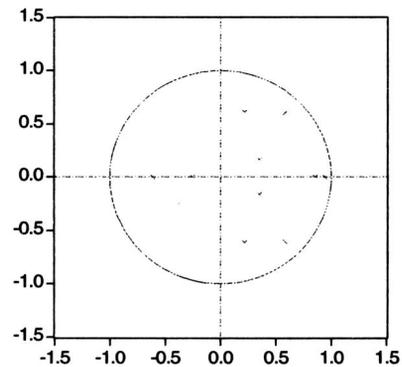


图 1 名义利率 VAR 模型的稳定性检验

#### (四) 基于扩展 VAR(L+d) 模型的因果关系检验

至于变量的最大单整阶数 d, 本文选取 d=0 或 d=1, 因为已有的研究显示, 绝大部分宏观经济变量多为 I(0) 或 I(1) 过程, 即变量是稳定的或含有最多 1 个单位根。对年度数据来说, 这是比较合理的假设(Toda and Yamamoto, 1995)。5 变量系统的扩展 VAR 模型的 Wald 系数检验结果见表 2。

表 2 名义利率系统的因果关系检验结果

| 零假设 $H_0$                  | d | $F$ 值  | P 值      | 结论 |
|----------------------------|---|--------|----------|----|
| $D_t$ 对 $R_t$ 无 Granger 影响 | 0 | 6.6394 | 0.0362** | 拒绝 |
|                            | 1 | 5.4970 | 0.0640*  | 拒绝 |
| $R_t$ 对 $D_t$ 无 Granger 影响 | 0 | 2.7128 | 0.2576   | 接受 |
|                            | 1 | 3.3080 | 0.1913   | 接受 |
| $Y_t$ 对 $R_t$ 无 Granger 影响 | 0 | 1.7681 | 0.4131   | 接受 |
|                            | 1 | 5.0477 | 0.0802*  | 拒绝 |
| $M_t$ 对 $R_t$ 无 Granger 影响 | 0 | 4.4288 | 0.1092   | 接受 |
|                            | 1 | 2.3554 | 0.3080   | 接受 |
| $P_t$ 对 $R_t$ 无 Granger 影响 | 0 | 2.6866 | 0.2610   | 接受 |
|                            | 1 | 6.2904 | 0.0431** | 拒绝 |

注: \*、\*\* 分别表示在 10%、5% 显著性水平上显著。

根据表 2, 名义利率对财政赤字无 Granger 影响; 在 10% 的边际显著性水平上, 财政赤字变量对名义利率具有 Granger 影响; 在 10% 的边际显著性

水平上,名义 GDP 变量对名义利率具有 Granger 影响;在 5% 的显著性水平上,通货膨胀变量对名义利率具有 Granger 影响;名义货币供给变量对名义利率无 Granger 影响。因此,在中国,除收入、通货膨胀等因素决定利率水平外,财政赤字也是决定利率水平的因素之一,李嘉图等价定理(财政赤字对利率水平无影响)在 1978-2005 年的中国并不成立。

### (五) 广义脉冲响应函数

图 2 是基于 VAR(2) 模型的广义脉冲响应函数曲线,横轴代表滞后阶数,纵轴代表名义利率受各变量冲击的响应程度和响应方向。可以看出,广义脉冲响应函数曲线均收敛于 0。

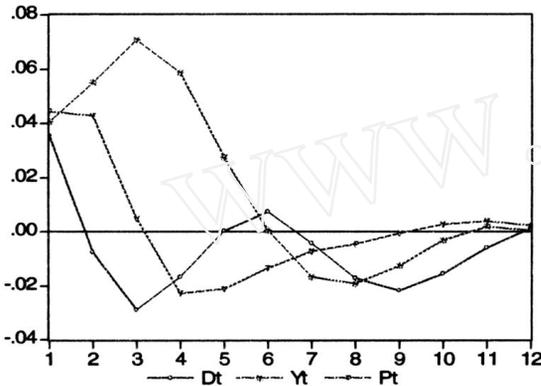


图 2 名义利率受各变量冲击的广义脉冲响应函数曲线

根据图 2 的广义脉冲响应函数曲线,在滞后 1-2 年的时期内,名义利率在受到 1 个单位正向标准差的财政赤字变量的冲击后,冲击效应为正,财政赤字的增加导致名义利率水平上升;在滞后 1-6 年的时期内,名义利率在受到 1 个单位正向标准差的 GDP 变量的冲击后,冲击效应为正,GDP 的增加导致名义利率水平上升;在滞后 1-3 年的时期内,名义利率在受到 1 个单位正向标准差的通货膨胀变量的冲击后,冲击效应为正,物价水平的上涨导致名义利率水平上升。由于货币供给变量对名义利率水平无 Granger 影响,并不需要给出名义利率受货币供给变量冲击的脉冲响应函数曲线。

### (六) 对实证结果的简要解释

物价水平上涨和名义 GDP 的增加均导致名义利率上升,与有关的宏观经济理论一致。货币供给对名义利率水平无 Granger 影响,反映中国的利率调整政策仍然是一种非完全市场化的手段,主要由中央银行制定和管制,货币供给到利率水平的传导机制受阻。

作为本文关注焦点的财政赤字对名义利率的影响,因果关系检验和广义脉冲响应函数的结果显示,中国的财政赤字增加导致名义利率水平上升。其原因可能在于:

第一,中国的财政赤字政策在扩大社会总需求方面效果明显,均衡收入增加,货币需求随之上升,

而真实货币需求余额增加将促使利率水平上升,比较符合凯恩斯主义的流动性偏好理论。

第二,从财政赤字的融资方式来看,中国国债发行的历史过程也决定了财政赤字增加会提高利率水平。1985-1996 年,中国政府为保证国债的发行,国债发行利率一般高于同期银行存款利率 1~2 个百分点。当中央银行调高储蓄存款利率之后,国债利率便随之调高,由此带动了全社会利率水平的提高。1996 年至今国债发行走向全面市场化,国债发行利率由财政部与承销商之间通过公开招标,以市场方式来确定,克服了简单地以银行存款利率为确定国债发行利率唯一参照的缺点,国债发行利率更能合理地反映市场供求状况,表现为国债发行利率对利率的变动有了很强的预测作用(杨文奇,2004)。

第三,为弥补财政赤字的国债发行可能会减少民间部门的资金供给,改变资金供求关系,形成金融市场上利率上升的压力,比较符合可贷资金模型。

## 四、结论与政策含义

运用 LA-VAR 模型和广义脉冲响应函数,本文在包括财政赤字、名义利率、名义 GDP、名义货币供给和通货膨胀率的 5 变量系统内检验了 1978-2005 年中国财政赤字水平与名义利率水平的关系。因果关系检验结果显示,财政赤字变量、名义 GDP 变量和通货膨胀变量均对名义利率水平具有 Granger 影响,而货币供给变量对名义利率水平无 Granger 影响;广义脉冲响应函数曲线的结果显示,在一定的滞后期内,财政赤字变量、名义 GDP 变量和通货膨胀变量均对名义利率水平具有正的冲击效应,财政赤字增加、名义 GDP 增加、物价水平上涨均导致名义利率水平上升。

因此,国内许多学者以管制利率及前些年中央银行的连续降息等为理由认为财政赤字的增加未引起利率水平提高的观点值得商榷。积极财政政策完全不存在挤出效应难以让人信服,即使目前的挤出效应较弱,但随着市场经济体制的逐步完善、成熟,民间消费与投资的利率弹性将有所增强,“挤出效应”也会相应加强。因此,在制订我国的宏观经济政策时,不能完全忽略和否认财政赤字增加对名义利率水平的影响。需要充分重视我国赤字财政政策的利率效应,在货币金融体系下重新认识财政政策的作用及功能,唯有如此才能合理运用财政政策和货币政策及其政策组合,增加货币政策管理利率的自由度。由于财政赤字增加在一定的滞后期内会导致利率水平上升,我国的积极财政政策需要适时转型,可考虑以国债发行为主的财政政策适时地向以减税为主的财政政策转型,以弱化财政赤字增加对利率水平的影响。

此外,中国的货币供给变量对名义利率水平无 Granger 影响,货币供给到利率水平的传导机制受

阻,反映中国尚缺乏市场化的利率形成机制,需要加快利率市场化的改革步伐,推进利率市场化的改革进程,增强中国货币政策传导机制的有效性。

#### 参考文献:

1. 郭庆旺、赵志耘:《中国财政赤字的规模与作用》,载《经济理论与经济管理》,2002(2)。
2. 刘溶沧、马拴友:《赤字、国债与经济增长关系的实证分析——兼评积极财政政策是否有挤出效应》,载《经济研究》,2001(2)。
3. 曾令华:《近年来的财政扩张是否有挤出效应》,载《经济研究》,2000(3)。
4. Brook,A.M.,2003. "RecentandProspectiveTrends inReal Long-termInterestRates:FiscalPolicyandOtherDrivers." OECDWorkingPapers,No.367.
5. Cebula,R.,1998. "AnEmpiricalAnalysisoftheImpactof FederalBudgetDeficitsonLong-TermNominalInterestRate Yields,1973.2-1995.4,UsingAlternativeExpectedInflation Measures." ReviewofFinancialEconomics,7 (1) ,pp.55-64.
6. Darrat,A.,1989. "FiscalDeficitsandLong-termInterest Rates:FurtherEvidencefromAnnualData." SouthernEconomic Journal,56 (2) ,pp.363-374.
7. Evans,P.,1985. "DoLargeDeficitsProduceHighInterest Rates?"TheAmericanEconomicReview,75,pp.68-87.
8. Gale,WilliamG.andOrszag,Peter,2003. "Economic

- EffectsofSustainedBudgetDeficits." NationalTaxJournal,Vol. 56,No.3 (September) ,pp.463-485.
9. Hoelscher,G.,1986. "NewEvidenceonDeficitsandInterest Rates." JournalofMoney,Credit,andBanking,18 (1) ,pp.1-17.
  10. Laubach,Thomas,2003. "NewEvidenceontheInterest RateEffectsofBudgetDeficitsandDebt." FinanceandEconomics DiscussionSeries2003-12,BoardofGovernorsoftheFederal ReserveSystem,May.
  11. Miller,StephenM.andRussek,FrankS.,1996. "Do FederalDeficitsAffectInterestRates?EvidencefromThree EconometricMethods." JournalofMacroeconomicsVol.18,No.3 (Summe) ,pp.403-428.
  12. Pesaran,M.H.andShin,Y.,1998. "GeneralizedImpulse ResponsesAnalysisinLinearMultivariateModels." Economic Letters,1,pp.17-29.
  13. Toda,H.andYamamoto,T.,1995. "StatisticalInference inVectorAuto-regressionswithPossiblyIntegratedProcesses." JournalofEconometrics,66,pp.225-250.
  14. Wachtel,PaulandYoung,John,1987. "Deficit AnnouncementsandInterestRates." AmericanEconomicReview Vol.77,No.5 (December) ,pp.1007-1012.

(作者单位:重庆工学院经济学系 重庆 400050)  
(责任编辑:刘成奎)

(上接第 57 页)中西部地区的经济发展。所以,国家有必要适当增加对中、西部地区基础设施建设的投资,以进一步刺激一些全局性和关键性的基础设施建设和基础工业的发展,筑“巢”引“凤”;同时还可以通过面向全社会公开发行业务、进行股份经营、引进 BOT 投资方式等多种渠道和多种形式来吸引民间资本和外资投资中西部地区的基础产业。

生态环境保护方面:要贯彻科学发展观,中西部地区的经济开发必须注重生态环境的保护和建设。“强化从源头防治污染和保护生态,坚决改变先污染后治理、边治理边污染的状况。”并且“要根据资源环境承载能力和发展潜力,按照优化开发、重点开发、限制开发和禁止开发的不同要求,明确不同区域的功能定位,并制定相应的政策和评价指标,逐步形成各具特色的区域发展格局。”

#### 3. 加大人力资本投资力度

中西部地区的经济发展差距,实质是知识差距、信息差距、教育差距、技术差距与体制差距。因此,中西部地区应该实施人力资本开发战略,主要是采取文化教育、技术培训等手段提高人的科技素质,强化本地获取外部知识的能力和创造本地区知识的能力,提高全体人民掌握、吸收和交流知识的能力,以充分利用知识、信息、教育、技术要素促进经济和社会的发展,并优先缩小与东部地区之间的知识、信息、教育、技术等方面差距。为此,政府对中、西部地区的扶持,在提供更多的社会服务方面包括使农民

及其子女获得各种教育和培训、享有基本的医疗卫生服务、计划生育服务和社会福利并以可靠的、可行的方式推广实用科学技术的同时,最具特别重要意义的是通过各种途径大力发展多种形式的教育,强化发展主体的培育尤其是知识文化水平和自身素质的提高、技能的增强、经营方式的转变、观念的更新。国家要适当调整对中、西部地区的投资流向:重点投向那些有利于增强中、西部地区发展能力的领域,尤其是教育和科技。另外还要“鼓励和支持各地区开展多种形式的区域经济协作和技术、人才合作,形成以东带西、东中西共同发展的格局”。

#### 注释:

胡锦涛:《高举中国特色社会主义伟大旗帜,为夺取全面建设小康社会新胜利而奋斗——在中国共产党第十七次全国代表大会上的报告》,载《人民日报》,2007-10-25。

Myrdal,G.,1957.EconomicTheoryandUnderdeveloped Regions.London:Duckworth.

2006年10月11日中国共产党第十六届中央委员会第六次会议通过:《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》,载新华网 <http://news.xinhuanet.com>, 2006-10-18。

2005年10月11日中国共产党第十六届中央委员会第五次全体会议通过:《中共中央关于制定“十一五”规划的建议》,载新华网 <http://news.xinhuanet.com>,2005-10-18。

(作者单位:武汉大学经济与管理学院 武汉 430072)  
(责任编辑:曾国安、彭爽、陈永清)