

人民币实际有效汇率决定因素比较计量研究

金成晓, 曹 阳

(吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘 要:文章针对人民币实际有效汇率决定因素问题建立了一个五变量的SVAR模型,分别用极大似然估计方法和非参数联立模型的局部线性工具变量估计对其进行估计,将估计的结果进行分析与比较,并做了相应的预测。得出的结论是:参数SVAR模型可以对变量进行解释,并做相应的脉冲响应和方差分解分析,但是估计精度及预测效果要低于非参数SVAR模型。

关键词:非参数;SVAR模型;人民币实际有效汇率

中图分类号:F842;F822;F224

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2014)18-0134-04

1 模型及数学方法

对于一个五元p阶SVAR模型,具体形式为:

$$C_0 Y_t = \Psi_1 Y_{t-1} + \Psi_2 Y_{t-2} + \cdots + \Psi_p Y_{t-p} + \mu_t, t = 1, 2, \cdots, T, \quad (1)$$

$$\text{式中: } C_0 = \begin{pmatrix} 1 & -c_{12} & -c_{13} & -c_{14} & -c_{15} \\ -c_{21} & 1 & -c_{23} & -c_{24} & -c_{25} \\ -c_{31} & -c_{32} & 1 & -c_{34} & -c_{35} \\ -c_{41} & -c_{42} & -c_{43} & 1 & -c_{45} \\ -c_{51} & -c_{52} & -c_{53} & -c_{54} & 1 \end{pmatrix}, Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, y_{4t}, y_{5t})', \mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t}, \mu_{3t}, \mu_{4t}, \mu_{5t})', \mu_{it} (i=1, 2, \cdots, 5)$$

为服从均值为0,方差为1的白噪声序列, $\Psi_i (i=1, \cdots, p)$ 为相应滞后向量的系数矩阵。假设 C_0 可逆,则可以导出(1)式的简化式方程:

$$Y_t = C_0^{-1} \Psi_1 Y_{t-1} + \cdots + C_0^{-1} \Psi_p Y_{t-p} + C_0^{-1} \mu_t \quad (2)$$

将(1)式写成滞后算子形式

$$C(L)Y_t = \mu_t, E(\mu_t \mu_t') = I \quad (3)$$

其中 I 为一个 5×5 单位阵,

$C(L) = C_0 - \Psi_1 L - \Psi_2 L^2 - \cdots - \Psi_p L^p$ 是滞后算子 L 的 5×5 的参数矩阵。若 $C(L)$ 可逆,可将(3)式表示成VMA(∞)形式:

$$Y_t = D(L)\mu_t,$$

其中 $D(L) = C(L)^{-1} = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \cdots, D_0 = C_0^{-1}$,

由高铁梅^[7],若 A 、 B 为 5×5 的可逆矩阵,对AB-型SVAR模型满足:

$$A\varepsilon_t = B\mu_t \quad (4)$$

其中 $A = D_0^{-1} = C_0, B = I, \varepsilon_t = C_0^{-1} \mu_t$ 为正态白噪声序列。

为识别SVAR模型,通常要对其进行约束,常见的短

期约束方法有Cholesky分解法和依据经济理论假设方法。一般有关SVAR模型的文献都是依据经济理论对其进行短期约束,使得(1)式在可识别的条件下能够对其参数进行估计并进行脉冲响应分析及方差分解。

由于模型要满足一定的预设形式和假设条件,当假设不成立时,相应的模型估计,脉冲响应及方差分解分析都有可能不准确,甚至导致最后的结论是没有意义的。

我们这里尝试使用非参数回归模型的方式,即并不给出模型的具体形式,而是对整个回归函数进行估计,非参数回归能够更充分的利用样本信息,从这一角度讲非参数回归模型较参数回归模型更符合现实的实际情况。考虑将一个五元二阶SVAR模型用如下形式表达:

$$Y_t = \Theta Y_t + \Psi_1 Y_{t-1} + \Psi_2 Y_{t-2} + \mu_t, t = 1, 2, \cdots, T \quad (5)$$

并将上式写成非参数回归模型的矩阵形式:

$$Y_t = M(X_t) + \mu_t, \quad (6)$$

此处的 Y_t, μ_t 与(1)式相同,样本容量仍为 T ,

$$\Theta = \begin{pmatrix} 0 & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & 0 & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & 0 & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & 0 & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & 0 \end{pmatrix}, M = (m(X_{1t}), m(X_{2t}), \cdots, m$$

$(X_{5t})'$, 为保证(5)式可识别,对其施加约束后,有 $X_{it} = (y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, \cdots, y_{5t-1}, y_{1t-2}, \cdots, y_{5t-2}), i, j, g = 1, 2, \cdots, 5$ 其中 $i \neq j \neq g$, 显然 X_{it} 为由 Y_t 的某些项及 Y_t 的滞后项组成的 d (对于(5)式 $d=12$) 维向量。可以将(5)式的任意一结构式方程表示为

$$y_{it} = m(y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, \cdots, y_{5t-1}, y_{1t-2}, \cdots, y_{5t-2}) + \mu_{it}, i, j, g = 1, 2, \cdots, 5; i \neq j \neq g \quad (7)$$

$m(y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, \cdots, y_{5t-1}, y_{1t-2}, \cdots, y_{5t-2})$ 为未知待估函

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(12JJD790015)

作者简介:金成晓(1966-),男,吉林舒兰人,教授,博士生导师,研究方向:宏观经济分析。

曹 阳(1985-),女,吉林长春人,博士研究生,研究方向:非参数计量方法。

数。为了方便起见,我们这里将向量 $(y_{jt}, y_{gt}, y_{lt-1}, \dots, y_{st-1}, y_{lt-2}, \dots, y_{st-2})$ 记为 X_t , 那么(6)的某一个结构式方程即可以表示为

$$y_t = m(X_t) + \mu_t \quad (8)$$

其中 $(X_1, y_1), \dots, (X_T, y_T)$ 是在 R^{d+1} 上独立同分布的随机变量向量序列, μ_t 是均值为零且相互独立的随机变量, 这样就可以将非参数SVAR模型作为一个系统整体进行估计。由于 $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{Tt})'$ 中某些变量与随机误差相关(即 $E(X_t \mu_t) \neq 0$), 则由叶阿忠^[6]中的局部线性工具变量估计方法, 可以给出 R^{d+1} 中独立同分布的随机变量向量 $Z_1, \dots, Z_T$ 作为工具变量(与解释变量向量 X_t 相关, 但与随机误差项 μ_t 不相关), 使得模型(8)满足其中的条件1~6。

将 $m(X_t)$ 在局部 x 处做Taylor展开, 得到其线性近似:

$$m(X_t) \approx \alpha + H^T (X_t - x) = [1, (X_t - x)^T] R, \quad (9)$$

其中 $\alpha = m(x)$, $H = D_m(x)$, $R = [\alpha, H^T]^T$, $D_m(x) = \left[\frac{\partial m(x)}{\partial x_1}, \dots, \frac{\partial m(x)}{\partial x_d} \right]$ 。 R 的局部线性工具变量估计 $\hat{R}_{IV}(h_T)$ 满足下面的(10)式:

$$\sum_{t=1}^T Z_t^T (Y_t - [1, (X_t - x)^T] \hat{R}_{IV}(h_T)) K_{h_T}(X_t - x) = 0, \quad (10)$$

其中 $K(\cdot)$ 是 d 维密度函数, 称为核函数, 令 $K_{h_T}(\mu) = h_T K(h_T^{-1} \mu)$, h_T 为光滑参数(即窗宽), 称 $K_{h_T}(g)$ 为核权函数。

由(10)式解出

$$\hat{R}_{IV}(h_T) = (Z^T W_x X_x)^{-1} Z^T W_x Y,$$

其中 $Y = (Y_1, \dots, Y_T)'$, $Z = (Z_1, \dots, Z_T)'$, $X_x = (X_{x1}, \dots, X_{xT})'$, $X_{x,t} = (1, (X_t - x)')$, $W_x = \text{diag}\{K_{h_T}(X_{x1} - x), \dots, K_{h_T}(X_{xT} - x)\}$ 。

于是, $m(x)$ 的局部线性工具变量估计为

$$\hat{m}_{IV}(x; h_T) = e_1^T (Z^T W_x X_x)^{-1} Z^T W_x Y, \quad (11)$$

其中 $e_1 = (1, 0, \dots, 0)'$ 。

这样, 我们就通过局部线性工具变量估计方法得到了 $m(X_t)$ 的估计 $\hat{m}(X_t)$, 从而能够给出(6)式左端 Y_t 的估计值。

由于SVAR模型形式上也属于联立模型, 并且SVAR模型中包含变量之间的当期关系, 也就是说其解释变量与误差项之间是相关的, 这就满足了非参数联立模型的局部线性工具变量估计的前提条件。对于具有(5)式这一形式的SVAR(2)模型, 工具变量的选择并不唯一, 这里可以选择工具变量 $Z_{it} = (y_{it-3}, y_{gt-3}, y_{lt-1}, \dots, y_{st-1}, y_{lt-2}, \dots, y_{st-2})$, 下面论述(5)式应用该非参数方法的可行性, 即存在相应的 m 以及核函数 $K(\mu)$ 满足叶阿忠^[6]中的条件1~6。

由于现实中的经济数据均为有界区间内数据, 即 Y_t 、 X_t 均为有界可观测数据, 为了保证待估函数 $m(x)$ 可以做二阶Taylor展开, 所给出的函数 $m(x)$ 及其一、二阶导数必须满足有界连续条件。

对于条件2, 由于 $Z_t = X_{t-1}$, 故有

$E(Z_t \mu_t) = E(X_{t-1} \mu_t) = 0$, $E(Z_t \mu_t | X_t) = E(X_{t-1} \mu_t | X_t) = 0$, 显然此时条件2是满足的。

为保证上述方法得到的估计的大样本性质, 条件3的要求是必要的, 本文中最优核函数的选取为:

$$K(\mu) = \frac{d(d+2)}{2S_d} (1 - \mu_1^2 - \dots - \mu_d^2)_+$$

其中 $S_d = 2\pi^{d/2} \Gamma(d/2)$ 。

由于 $K(g)$ 是 d 维密度函数, 并且显然上式是大于0的偶函数, 因此有 $K(\mu) \geq 0$, $\int K(\mu) \mu d\mu = 0$, $\int K(\mu) \mu \mu^T d\mu = v_2(K) I$, 其中 $v_2(K) \neq 0$, I 为单位阵, 故该核函数满足条件4。

对 $h_T = cT^{-1/(d+4)}$, $c > 0$ 为常数。由微积分基础知识, 易知 $\lim_{T \rightarrow \infty} h_T = 0$, 并且 $0 < \frac{4}{d+4} < 1$, 故 $Th_T^d = c^d T^{\frac{4}{d+4}} \rightarrow \infty$,

同理 $Th_T^{d+2} = c^d T^{\frac{2}{d+4}} \rightarrow \infty$, 条件5得以满足。

条件6是为了保证(10)式有解, 现实数据多为非零数据, 因此要保证 $(Z^T W_x X_x)^{-1}$ 存在只需该矩阵转化的行列式不为0即可, 这一点是很容易达到的。

综上, 由给出的工具变量, 可以找到一个 m 使得(8)式满足文献[6]中的条件1~6, 因此从理论上讲非参数联立模型的局部线性工具变量估计同样适用于SVAR模型的估计。

由文献[6]中第105至112页的引理1、引理2及定理1, 用局部线性工具变量估计方法得到的估计量具有渐进正态性这一大样本性质, 并且由此可以得到 $E[\hat{m}_{IV}(x; h_T) - m(x)] \rightarrow 0$, $\text{Var}[\hat{m}_{IV}(x; h_T)] \rightarrow 0$, 即局部线性工具变量估计是渐进无偏的并且方差趋于0。进而有,

$$E[\hat{m}_{IV}(x; h_T) - m(x)]^2 \rightarrow 0, \hat{m}_{IV}(x; h_T) \xrightarrow{p} m(x)$$

即估计 $\hat{m}(X_t)$ 为一致估计, 并且该方法得到的估计量在内点处估计的最优收敛速度为 $T^{-2/(d+4)}$ 。

2 数据处理及分析

2.1 变量数据说明

由于我国自2005年7月以来开始实行汇率制度改革, 将时间从2005年8月开始进行研究, 以2005年8月至2013年3月作为样本期, 以2013年4月至2013年6月作为预测期。选取的数据分别为我国实际有效汇率(REER)、M2、外商直接投资(FDI)、工业增加值同比增长数据(Q)以及银行间7天内同业拆借加权平均利率(R), 数据来源于BIS和中经网。由于工业增加值增长数据(Q)自2007年起1月份的数据缺失, 采取ARMA模型预测将数据补齐。对M2和FDI数据进行季节性调整, 为避免出现异方差情形, 对M2、FDI数据进行取对数做差分处理, 这样M2和FDI数据均变为了增长率数据, 对REER数据进行差分。需要指出的是, 这里所考虑的预测仅仅是为了对于方法进行检验以及比较的一种方式。

2.2 平稳性检验

分析经济数据在建立模型之前一般要求数据是平稳的,对上述序列采用ADF(单位根)检验法进行平稳性检验,检验结果(见表1)表明REER、LnM2、LnFDI的差分数据在1%的水平下均为一阶平稳序列,银行间7天内同业拆借加权平均利率R在5%的水平下拒绝原假设,为平稳序列。工业增加值数据Q在10%的水平下为平稳序列。

表1 变量ADF检验结果

变量	ADF检验-t值	显著性水平	p值	检验结果
REER	-0.69	-2.58***	0.84	不平稳
Δ REER	-6.86	-3.5*	0	平稳
LnM2	-0.32	-2.58***	0.92	不平稳
Δ LnM2	-9.28	-3.5*	0	平稳
LnFDI	-1.29	-2.58***	0.63	不平稳
Δ LnFDI	-11.55	-3.5*	0	平稳
Q	-2.63	-2.58***	0.09	平稳
R	-3.2	-2.89**	0.02	平稳

注: Δ 是差分算子,*表示1%显著性水平,**表示5%显著性水平,***表示10%显著性水平。

在满足序列平稳的前提下,为判断变量之间是否具有稳定的均衡关系,我们有必要对数据进行Johansen协整检验。滞后阶数为2,具体结果见表2所示。

表2 各变量协整检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	特征值	迹统计量	5%临界值	P值**
没有*	0.44	131.9	69.82	0
至多一个*	0.36	80.48	47.86	0
至多两个*	0.24	40.87	29.8	0
至多三个*	0.12	17.1	15.49	0.03
至多四个*	0.06	5.5	3.84	0.02

检验结果表明在5%显著性水平下存在五个协整关系,即变量间存在长期稳定的均衡关系。

2.3 模型的识别及估计

由AIC准则,我们将上述SVAR模型滞后阶数确定为2阶,对模型(4)中矩阵A预先设定为对角线为1的形式,模型具体形式写成如下形式:

$$\begin{pmatrix} 1 & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & 1 & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & 1 & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & 1 & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} REER_t \\ M2_t \\ FDI_t \\ Q_t \\ R_t \end{pmatrix} = \Psi_1 \begin{pmatrix} REER_{t-1} \\ M2_{t-1} \\ FDI_{t-1} \\ Q_{t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} + \Psi_2 \begin{pmatrix} REER_{t-2} \\ M2_{t-2} \\ FDI_{t-2} \\ Q_{t-2} \\ R_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

其中 Ψ_1 、 Ψ_2 为相应的 5×5 系数矩阵,M2和FDI分别为原序列取对数做差分后的结果,REER为差分后数据序列。由于模型包含五个内生变量,需要对模型施加至少10个约束条件得到可识别的结构冲击,依照经济理论我们可以做以下的假设:

(1)当期的实际有效汇率只与工业增加值增长有关,即 $c_{12}=c_{13}=c_{15}=0$ 。

(2)当期的货币供应量M2只与工业增加值增长有关,

即 $c_{21}=c_{23}=c_{25}=0$ 。

(3)当期的外商直接投资只与M2和利率R有关,即 $c_{31}=c_{34}=0$ 。

(4)当期的工业增加值增长与M2、外商直接投资和利率R有关,即 $c_{41}=0$ 。

(5)当期的利率R只与M2有关,即 $c_{51}=c_{53}=c_{54}=0$ 。

则(4)式有如下形式:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -c_{14} & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -c_{24} & 0 \\ 0 & -c_{32} & 1 & 0 & -c_{35} \\ 0 & -c_{42} & -c_{43} & 1 & -c_{45} \\ 0 & -c_{52} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \varepsilon_t = \mu_t \quad (13)$$

用EViews对矩阵A进行估计得到结果如表3所示。

表3 矩阵A的估计结果

	系数	标准误差	z统计量	P值
$-c_{14}$	0.1	0.06	1.64	0.1
$-c_{24}$	-0.55	0.04	-13.33	0
$-c_{32}$	88.97	13.89	6.4	0
$-c_{35}$	1.21	0.15	7.89	0
$-c_{42}$	79.88	14.53	5.5	0
$-c_{43}$	-8.68	0.41	-21.01	0
$-c_{45}$	0.5	0.17	2.95	0.03
$-c_{52}$	-97.57	13.04	-7.48	0

对于上述模型中第一个方程的估计结果如下:

$$REER_t = -1.1 + 0.1Q_t + 0.39REER_{t-1} + 25.48M2_{t-1} - 0.81FDI_{t-1} + 0.07Q_{t-1} - 0.22R_{t-1} - 0.18REER_{t-2} - 24.13M2_{t-2} - 2.21FDI_{t-2} - 0.03Q_{t-2} + 0.51R_{t-2} + \mu_{1t} \quad (14)$$

该方程的决定系数 R^2 值为0.2759。可见模型对数据的拟合效果并不好。

脉冲响应函数主要用来分析当模型受到某种冲击时对整个系统产生的影响,下面的图1~4给出了REER的其余各变量波动的响应函数。



图1 REER的结构冲击引起M2波动的脉冲响应函数

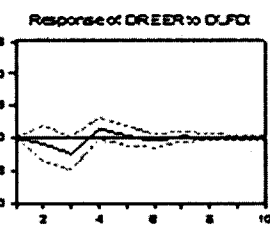


图2 REER的结构冲击引起FDI波动的脉冲响应函数

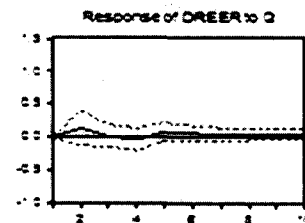


图3 REER的结构冲击引起Q波动的脉冲响应函数

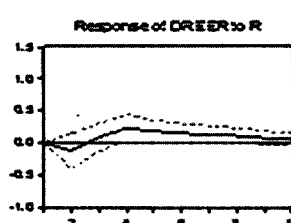


图4 REER的结构冲击引起R波动的脉冲响应函数

图中横轴表示滞后期数(单位:月度),实线表示脉冲响应函数,虚线表示正负两倍标准差偏离带。图1表明,当给定M2增长率一个正向标准差冲击时,实际有效汇率

经济实证

增量 REER 在当期没有反应,第二期达到正向峰值 0.13,第三期达到负向峰值-0.23,而后逐渐衰减。图 2 表明,当给定 FDI 增长率一个正向标准差冲击时,对实际有效汇率增量的影响先是负向,第三期达到负向峰值-0.23,后逐渐衰减。图 3 表明,当给定工业增加值一个正向标准差冲击时,对实际有效汇率增量的影响当期 0,第二期达到正向峰值 0.14,第四期达到负向峰值-0.04,此后逐渐衰减趋于 0。即说明实体经济因素方面,当工业增加值受到正向冲击时,实际有效汇率增量趋于增加,在正向缓慢趋于 0。也就是说随着生产率的提高,产品的国际竞争力增强,人民币升值压力进一步加大,实际有效汇率将略有提高。图 4 表明,当给定银行间 7 天内同业拆借加权平均利率一个正向冲击时,实际有效汇率增量在当期没有反应,第二期为-0.12,而后转为正值,至第四期达到正向峰值 0.19,而后一直维持在 0 以上,可见货币利率因素对实际有效汇率增量有一定的永久性影响,也就是说提高利率将在一定程度上加速汇率的增长。其原因可能是当利率提高,国际游资进入我国进行套利,人民币需求增加,导致实际有效汇率增加,人民币进一步升值。

方差分解可以用来反映每一个误差扰动项对于内生变量产生的影响,下面的表 4 给出了 M2 增长率、FDI 增长率、工业增加值以及银行间 7 天内同业拆借加权平均利率波动对实际有效汇率增量的方差贡献表。

表 4 各变量波动对 DREER 波动的方差贡献表

滞后期	标准误差	DREER	M2	FDI	Q	R
1	1.28	100	0	0	0	0
2	1.38	96.34	1.34	0.38	0.97	0.97
3	1.43	90.59	3.45	3.3	0.92	1.74
4	1.45	87.91	3.76	4.02	0.96	3.35
5	1.46	86.06	3.69	4.09	1.28	4.87
6	1.48	84.9	3.65	4.2	1.41	5.84
7	1.48	84.26	3.61	4.22	1.47	6.43
8	1.49	83.76	3.59	4.22	1.59	6.84
9	1.49	83.51	3.58	4.2	1.68	7.02
10	1.49	83.37	3.57	4.2	1.76	7.1

由表 4 可以看出,实际有效汇率增量主要还是受自身影响,到第 10 期解释程度仍然较高,达到 83.37%。自第四期以后实际有效汇率增量对变动部分的 3.76% 可由货币供应量 M2 解释,4.02% 可由外商投资增长率解释,而工业增加值对于实际有效汇率增量的解释程度比较低,自第四期以后在 1% 附近波动,并且随着时间的推移有不超过 1% 的缓慢增加。而利率占变动部分的比率却在逐渐提高,到第 10 期更达到了 7.1% 的解释程度,也验证了上文脉冲响应分析的结论。从表 4 中我们也能看出用参数方法得到的方差分解的标准误差一直在 1.4 左右,对于区间在-3.36 至 4.07 的实际有效汇率增量来说,这一值还是非常高的。

下面用非参数联立方程模型的局部线性工具变量估计方法估计 (14) 式,这里选取方程的工具变量 $Z=(REER_{t-1}, M2_{t-1}, FDI_{t-1}, Q_{t-1}, R_{t-1}, REER_{t-2}, M2_{t-2}, FDI_{t-2}, Q_{t-2}, R_{t-2}, REER_{t-3}, M2_{t-3}, FDI_{t-3})$, 相应于第 1 部分维数 $d=12$ 。(6) 式中的 X_{it} 为 $X_{it}=(M2_t, Q_t, REER_{t-1},$

$M2_{t-1}, FDI_{t-1}, Q_{t-1}, R_{t-1}, REER_{t-2}, M2_{t-2}, FDI_{t-2}, Q_{t-2}, R_{t-2})$, 为保证矩阵可乘,这里我们添加了一个变量 Q_t ,其他解释变量向量可以类推得到。本文这一部分采用 R 软件编程,通过估计,当取 h 值为 2.8 时,得到第一个方程的决定系数 R^2 值为 0.999,当 h 取值略小时即可达到 1 的决定系数。可以看出,当取定合理的 h 值时,用非参数联立模型得到的模型拟合精度要明显高于参数模型得到的结果,令人欣慰的是,针对上述问题所取的 h 值并不小,也就是说用非参数方法对于实际有效汇率波动的刻画并不是高度拟合也不是过度平滑而是非常合适的拟合方法,并且应用该非参数联立模型方法也没有产生所谓的“维数灾难”问题。

下面的图 5,图 6 分别为用两种方法得到的残差图,从图 5 中可以看出用参数模型得到的估计残差在-3 到 3 之间震荡,残差数值较大。而图 6 显示,用上述非参数模型得到的残差多数集中在 0 处,极个别情形会出现跳点,波动幅度远小于参数模型得到的残差的波动幅度。

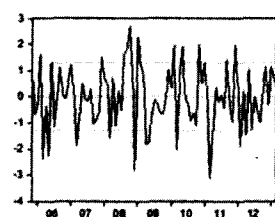


图 5 参数方模型得到的残差折线图

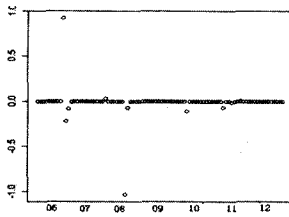


图 6 非参数模型得到的残差散点图

由 (14) 式,可以得到参数模型一期向前预测方程如下:

$$REER_{t+1} = -1.1 + 0.1Q_{t+1} + 0.39REER_t + 25.48M2_t - 0.81FDI_t + 0.07Q_t - 0.22R_t - 0.18REER_{t-1} - 24.13M2_{t-1} - 2.21FDI_{t-1} - 0.03Q_{t-1} + 0.51R_{t-1}$$

下面的表 5 是用两种模型方法得到的 2013 年 4 月至 6 月实际有效汇率的向前一步预测结果与真实值的比较:

表 5 极大似然方法与非参数联立模型的局部线性估计预测结果比较

月度	真实值	参数回归预测值	参数估计的 MSE	非参数回归预测值	非参数估计的 MSE
2013-04	115.22	115.17	0.0021	115.22	0
2013-05	116.13	116.98	0.3623	116.18	0.0015
2013-06	116.34	116.78	0.1860	116.33	0.0005

其中 MSE 为预测值较实际值的均方误差, $MSE(\hat{q}_{t+1}) = E(q_{t+1} - \hat{q}_{t+1})^2$ 。从表 5 可以看出用极大似然方法得到的回归预测值存在一定的误差,而由非参数联立模型方法得到的预测值对真实值的拟合程度要远好于极大似然方法得到的预测值,其向前预测的精度也是极高的。

3 结论

本文就 2005 年 7 月人民币汇改以来的 M2、FDI 等宏观经济数据对人民币实际有效汇率建立了一个五变量的 SVAR 模型,综合脉冲响应函数和方差分解分析了各经济因素对人民币实际有效汇率的影响。参数模型得出的结论为:银行间 7 天内同业拆借加权平均利率波动对实际有

基于GDP增长约束性变量的 我国碳排放模型构建及实证

王 蓉

(湖南财政经济学院 财政金融系,长沙 410205)

摘 要:文章分析了1995~2012年间我国经济增长与碳排放之间的约束性关系,构建了基于GDP增长约束性变量的碳排放模型,进行了基于脉冲响应的实证分析。结论表明,能源消耗、实际国内生产总值、实际国民收入对碳排放的影响作用最大。

关键词:碳排放;GDP增长;约束性变量

中图分类号:F205

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2014)18-0138-03

0 引言

为了避免人类遭受气候变暖的威胁,《联合国气候变化框架公约》缔约方第三次会议于1997年12月在日本京都签署了《京都议定书》,并于2005年2月16日正式生效,

该协议旨在通过限制发达国家温室气体排放量以抑制全球变暖。该协议规定,所有发达国家二氧化碳等6种温室气体的排放量到2010年要比1990年减少5.2%。中国政府自签署京都议定书后,制定了分步骤实施的战略。其具体实施为:到2020年,中国每单位GDP的平均二氧化碳排放量与2005年相比要下降40~45%,并将其单位GDP的

基金项目:2010年湖南省哲学社会科学基金资助项目(2010YBB054);2011年湖南省教育厅科学研究课题(11C0219)

作者简介:王 蓉(1983-),女,湖南长沙人,硕士,讲师,研究方向:碳金融。

效汇率波动的影响随时间的推移逐渐增加,到第10期可以达到7.1%,这一值接近货币供应量增长率、外商直接投资增长率的和。这也是参数模型的优势,即可以通过对方程的估计给出相应的模型解释,并可以做脉冲分析和方差分解。但是参数模型得到的决定系数只有0.2759,在这一情况下,可以想见的是得到的脉冲响应分析亦或是方差分解,甚至最后得到的结论的准确性也值得商榷,那么通过参数模型估计最后得到的预测结果其可信度也是值得怀疑的。在这种情况下,可以考虑增加例如进出口价格指数、上证综合指数等变量来增加对于模型中变量的解释能力,但是如此一来,需要估计的参数将成倍增加,其所导致的经验风险损失也将会增加。

非参数模型的优势在于无需做正态分布这一多数现实经济生活中很难满足的假设,并且在模型具体形式未知的情况下具有更高的估计精度,预测得到的均方误差值MSE要明显低于参数模型方法产生的均方误差,预测结果具备更高的准确性。但是由于非参数模型得到的估计为 $\hat{m}(x)$,我们并不知道 $m(x)$ 的具体形式,因此,很难对模型中各个变量进行解释,并且由于无法得到因变量 Y_t 关于误差项的偏导,进而无法给出用非参数SVAR模型的脉冲响应函数,这也是非参数估计方法的局限性所在。进一步的,为克服上述缺点,可以考虑使用“不饱满”非参数方法

对模型进行改进。卢卡斯批判指出,经济计量模型中,行为的改变会使模型的参数发生变化,因此我们也不能保证模型的系数不会随着时代的变化、政策的变革而改变,故通过参数模型得到的脉冲响应分析、方差分解也很可能是无效的。

参考文献:

- [1] Zongwu Cai, Jianqing Fan, Qiwei Yao. Functional-Coefficient Regression Models for Nonlinear Time Series[J]. Journal of the American Statistical Association, 2000, (95).
- [2] 刘金全, 隋建利, 李楠. 基于非线性VAR模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验[J]. 中国管理科学, 2009, (3).
- [3] 方颖, 郭萌萌. 中国主要宏观变量的稳定性检验: 基于非参数估计与Bootstrapping的一个方法[J]. 世界经济文汇, 2009, (1).
- [4] 马薇, 袁铭. 非线性计量经济模型的非参数估计方法研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (1).
- [5] 叶阿忠. 我国宏观经济非参数联立模型的局部线性广义矩估计[J]. 管理工程学报, 2003, (4).
- [6] 叶阿忠. 非参数和半参数计量经济模型理论[M]. 北京: 科学出版社, 2008.
- [7] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews应用及实例(第2版)[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.

(责任编辑/浩 天)