

基于参数与非参数 SVAR 模型的货币政策有效性比较分析

金成晓, 曹 阳

(吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要: 本文利用 1998 年 1 月至 2012 年 6 月的工业增加值、M2 和 CPI 月度数据建立了一个三变量的 SVAR 模型, 并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方法对其进行估计, 将估计的结果进行比较并作相应的向前预测分析。结论表明: 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。文章的创新之处在于首次给出非参数 SVAR 模型及其估计方法, 为日后对非参数 VAR 模型族进行研究和广泛应用奠定了一定的基础。

关键词: 货币政策; SVAR 模型; 非参数 SVAR 模型

中图分类号: F842; F822; F224 **文献标识码:** B

一、引言

1980 年, Sims 首次提出了向量自回归模型 (VAR), 该模型具有不以严格的经济理论为依据和模型中的全部变量均为内生变量等优点, 被广泛应用于处理多个相关经济指标的分析与预测。然而, VAR 模型从本质上讲只刻画了数据的动态表现, 并且往往要估计过多的参数, 为解决上述问题并弥补 VAR 模型缺乏经济理论基础而不能进行结构分析的缺陷, Sims (1986) 进一步提出了结构向量自回归 (Structure VAR) 模型, SVAR 及其扩展模型赢得了宏观结构计量经济学的美誉。

VAR 模型的一个至关重要的假设是经估计得到的模型的参数是不随时间变化而变化的, 但是由于现实中的经济现象复杂多变, 普通线性模型对现实问题的解释难免存在局限性, 越来越多的非线性、非参数计量经济模型被应用到宏观和微观经济学领域中。例如, Cai 和 Fan (2000)^[1]将门限自回归模型和函数系数自回归模型应用于非线性时间序列, 并提出了一个新的 bootstrap 检验来检验模型的拟合优度; 方颖和郭萌萌 (2009)^[2]利用时变系数模型检验了 85 个变量的月度宏观数据, 发现部分宏观变量存在严重的非稳定性或非线性问题; 马薇和袁铭 (2010)^[3]提出了使用核估计的方法构造平滑转移模型 (STR) 的非参数模拟最大似然估计 (NPSML) 并证明该方法是可靠的, 估计量是稳健的; 叶阿忠 (2003)^[4]首次提出了非参数计量经济联立模型局部线性估计方法, 并应用于我国宏观经济非参数联立模型且与线性模型进行了比较, 得出我国宏观经济非参数联立模型优于线性模型的结论。鉴于 SVAR 模型的优缺点, 本文拟从非参数估计方法的视角对其进行扩展, 并与参数方法进行对比分析, 以期进一步丰富 VAR 模型族的应用研究。

二、模型及数学方法

对于一个三元 p 阶 SVAR 模型, 其具体形式为:

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

收稿日期: 2013-11-13

作者简介: 金成晓 (1966-), 男 (朝鲜族), 吉林舒兰人, 吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授, 博士生导师, 研究方向: 宏观经济分析; 曹阳 (1985-), 女, 长春人, 吉林大学数量经济研究中心博士研究生, 研究方向: 非参数计量方法。

$$\text{式中: } C_0 = \begin{bmatrix} 1 & -c_{12} & -c_{13} \\ -c_{21} & 1 & -c_{23} \\ -c_{31} & -c_{32} & 1 \end{bmatrix}, Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})', \mu_t = (\mu_{1t}, \mu_{2t}, \mu_{3t})', \mu_{it} (i = 1, 2, 3) \text{ 为服从均值}$$

为 0, 方差为 1 的白噪声序列, $\Psi_i (i = 1, \dots, p)$ 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:

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

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 3×3 单位阵, $C(L) = C_0 - \Psi_1 L - \Psi_2 L^2 - \dots - \Psi_p L^p$ 是滞后算子 L 的 3×3 的参数矩阵。

若 $C(L)$ 可逆, 将 (3) 式表示成 VMA (∞) 形式为: $Y_t = D(L)\mu_t$ 。

其中, $D(L) = C(L)^{-1} = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \dots, D_0 = C_0^{-1}$ 。若 A, B 为 3×3 的可逆矩阵, 则 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。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、脉冲响应和方差分解分析都有可能不准确, 甚至导致最后的结果是没有意义的。因此, 我们尝试使用非参数回归模型的估计方法, 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, 因为非参数回归能够更充分的利用样本信息, 更符合现实的实际情况。

考虑一个用如下形式表达的三元一阶 SVAR 模型:

$$\begin{cases} y_{1t} = c_{12}y_{2t} + c_{13}y_{3t} + \psi_{11}Y_{1t-1} + \psi_{12}Y_{2t-1} + \psi_{13}Y_{3t-1} + \mu_{1t} \\ y_{2t} = c_{21}y_{1t} + c_{23}y_{3t} + \psi_{21}Y_{1t-1} + \psi_{22}Y_{2t-1} + \psi_{23}Y_{3t-1} + \mu_{2t}, t = 1, 2, \dots, T \\ y_{3t} = c_{31}y_{1t} + c_{32}y_{2t} + \psi_{31}Y_{1t-1} + \psi_{32}Y_{2t-1} + \psi_{33}Y_{3t-1} + \mu_{3t} \end{cases} \quad (5)$$

将上式写成非参数回归模型的矩阵形式:

$$Y_t = M(X_t) + u_t \quad (6)$$

此处的 Y_t 与 (1) 式相同, 样本容量仍为 T , 其中, $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})'$ 为随机误差项向量, $M = (m(X_{1t}), m(X_{2t}), m(X_{3t}))'$, $X_{it} = (y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, y_{2t-1}, y_{3t-1}), i, j, g = 1, 2, 3, i \neq j \neq g$ 。显然 X_{it} 为 Y_t 某些项及 Y_t 的滞后项组成的 d (对于 (5) 式 $d = 5$) 维向量。可以将 (5) 式的任意一结构式方程表示为:

$$y_{it} = m(y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, y_{2t-1}, y_{3t-1}) + u_{it}, i, j, g = 1, 2, 3; i \neq j \neq g \quad (7)$$

$m(y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, y_{2t-1}, y_{3t-1})$ 为未知待估函数。为了方便起见, 我们将向量 $(y_{jt}, y_{gt}, y_{1t-1}, y_{2t-1}, y_{3t-1})$ 记为 X_t , 那么 (6) 的某一个结构式方程即可以表示为:

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

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, u_t 是均值为零且相互独立的随机变量, 这样就可以将 SVAR 模型作为一个系统整体进行估计。由于 $X_t = (X_1, \dots, X_T)'$ 中某些变量与随机误差相关 (即 $E(X_t u_t) \neq 0$), 根据叶阿忠 (2008)^[5] 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, 可得到其线性近似:

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

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:

$$\sum_{i=1}^T Z_i^T (Y_i - [1, (X_i - x)^T] \hat{R}_{IV}(h_T)) K_{h_T}(X_i - x) = 0 \quad (10)$$

其中, $K(\cdot)$ 是 d 维密度函数, 称为核函数。令 $K_{h_T}(u) = h_T K(h_T^{-1}u)$, h_T 为光滑参数 (即窗宽), 称 $K_{h_T}(\cdot)$ 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, $Y = (Y_1, \dots, Y_T)'$, $Z = (Z_1, \dots, Z_T)'$, $X_x = (X_{x1}, \dots, X_{xT})'$, $X_{x,i} = (1, (X_i - x)')$, $W_x = \text{diag}\{K_{h_T}(X_1 - x), \dots, K_{h_T}(X_T - x)\}$ 。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法得到 $m(X_i)$ 的估计 $\hat{m}(X_i)$, 从而能够给出 (6) 式左端 Y_i 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, 这就满足了局部线性工具变量估计方法的前提条件。对于具有 (5) 式这一形式的 SVAR (1) 模型, 工具变量的选择并不唯一, 这里可以选择工具变量 $Z_{it} = (y_{it-2}, y_{it-1}, y_{2it-1}, y_{3it-1})$, 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 $K(u)$ 满足叶阿忠 (2008) 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_i 、 X_i 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, 我们给出一个函数 $m(x)$ 使其一、二阶导数有界连续。对于条件 2, 由于 $Z_i = X_{i-1}$, 故 $E(Z_i u_i) = E(X_{i-1} \mu_i) = 0$, $E(Z_i \mu_i | X_i) = E(X_{i-1} \mu_i | X_i) = 0$ 。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 $K(\cdot)$ 是 d 维密度函数, 且上式是大于等于 0 的偶函数, 因此有 $K(\mu) \geq 0$, $\int K(\mu) \mu d\mu = 0$, $\int K(\mu) \mu \mu^T d\mu = \nu_2(K)I$, (其中 $\nu_2(K) \neq 0$, 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, 因现实数据多为非零数据, 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) 式满足条件 1-6, 因此从理论上讲局部线性工具变量估计方法同样适用于 SVAR 模型的估计。

由叶阿忠 (2008) 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:

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

即估计 $\hat{m}(X_i)$ 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 $T^{-2/(d+4)}$ 。

三、数据处理及分析

(一) 数据的选取

考虑到 (1) 我国自 1998 年才有完整的 M2 月度数据, (2) GDP 只有季度数据而没有公布月度数据,

只能采用工业增加值来近似代替, 本文所选数据为 1998 年 1 月至 2012 年 6 月的货币供应量数据 M2、工业增加值增长率 q 及居民消费价格指数 CPI 月度数据。数据来源于中经网和国家统计局。将所有数据做 X12 季节性调整, 并对 M2 和 CPI 序列分别取对数做差分, 以避免出现异方差, 得到我国货币供给增长率和居民消费价格指数增长率。

(二) 平稳性检验

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 $\ln \text{CPI}$ 、 $\ln \text{M2}$ 的差分数据在 1% 的水平下均为一阶平稳序列, 工业增加值数据在 10% 的水平下拒绝原假设, 为平稳序列。

表 1 ADF 检验结果

变量	ADF 检验 -t 值	显著性水平	P 值	检验结果
q	-2.8336	-2.5758***	0.0557	平稳
$\ln \text{CPI}$	-5.3386	-3.4712*	0	平稳
$\ln \text{M2}$	-13.986	-3.4685*	0	平稳

注: * 表示 1% 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 4, 具体结果见表 2:

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*	0.207	75.6603	29.7971	0
至多一个*	0.1505	36.6401	15.4947	0
至多两个*	0.0535	9.2363	3.8415	0.0024

检验结果表明存在三个显著的协整关系, 即变量间存在长期稳定的均衡关系。

(三) 模型的识别及估计

由 SC 准则, 我们将上述 SVAR 模型滞后阶数确定为 1 阶, 对模型中矩阵 A 预先设定为对角线为 1 的

$$\text{形式, 模型具体矩阵形式如下: } \begin{pmatrix} 0 & -c_{12} & -c_{13} \\ -c_{21} & 1 & -c_{23} \\ -c_{31} & -c_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_t \\ \text{CPI}_t \\ \text{M2}_t \end{pmatrix} = \Psi_1 \begin{pmatrix} q_{t-1} \\ \text{CPI}_{t-1} \\ \text{M2}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

其中, Ψ_1 为相应的 3×3 系数矩阵, CPI 和 M2 分别为原序列取对数做差分后的结果。由于模型包含三个内生变量, 需要对模型施加 3 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) 当期的工业增加值不受居民消费价格指数的影响, 即 $c_{12} = 0$;
- (2) 当期的居民消费价格指数只与货币供应量有关, 即 $c_{21} = 0$;
- (3) 当期的货币供应量只与居民消费价格指数有关, 即 $c_{31} = 0$ 。

$$\text{则 (4) 式有如下形式: } \begin{pmatrix} 1 & 0 & -c_{13} \\ 0 & 1 & -c_{23} \\ 0 & -c_{32} & 1 \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$\text{那么 (12) 式可以写为: } \begin{cases} q_t = c_{13} \text{M2}_t + \psi_{11} q_{t-1} + \psi_{12} \text{CPI}_{t-1} + \psi_{13} \text{M2}_{t-1} + \mu_{1t} \\ \text{CPI}_t = c_{23} \text{M2}_t + \psi_{21} q_{t-1} + \psi_{22} \text{CPI}_{t-1} + \psi_{23} \text{M2}_{t-1} + \mu_{2t} \\ \text{M2}_t = c_{32} \text{CPI}_t + \psi_{31} q_{t-1} + \psi_{32} \text{CPI}_{t-1} + \psi_{33} \text{M2}_{t-1} + \mu_{3t} \end{cases} \quad (14)$$

用 EViews 对矩阵 A 进行估计得到表 3 所示的结果:

表 3 矩阵 A 的估计结果

	系数	标准误差	Z 统计量	P 值
$-c_{13}$	30.8029	10.3314	2.9815	0.0029
$-c_{23}$	-135.4913	7.3055	-18.5466	0
$-c_{32}$	163.8346	8.8336	18.5467	0

对上述模型中第一个方程的估计结果如下：

$$q_t = 6.1 - 30.8M2_t + 0.5q_{t-1} + 95.38CPI_{t-1} + 40.69M2_{t-1} + \mu_{1t}$$
 (15)

该方程的决定系数 R^2 值为 0.2974，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、图 2 给出了 CPI 的结构冲击引起的工业增加值波动的响应函数及货币供应量 M2 的结构冲击引起的工业增加值波动的脉冲响应函数。

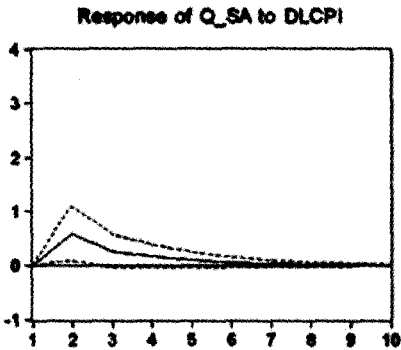


图 1 CPI 的结构冲击引起工业增加值波动的脉冲响应函数

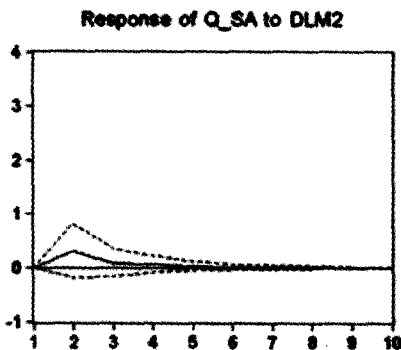


图 2 M2 的结构冲击引起工业增加值波动的脉冲响应函数

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 CPI 一个正向标准差冲击时，工业增加值在当期没有反应，第二期达到峰值 0.5754 后逐渐衰减。图 2 表明，当给定 M2 一个正向标准差冲击时，工业增加值在当期没有反应，第二期达到 0.2995，此后逐渐衰减趋于 0。

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 CPI、M2 波动对产出波动的方差贡献表。

表 4 各变量波动对产出波动的方差贡献表

滞后期	标准误差	Q_SA	DLCPI	DLM2
1	3.330112	100	0	0
2	3.760583	97.02437	2.341265	0.634364
3	3.900076	96.74998	2.613003	0.637018
4	3.946326	96.60467	2.745782	0.649545
5	3.962216	96.56303	2.784999	0.651967
6	3.967674	96.54792	2.79909	0.652988
7	3.969557	96.54284	2.803852	0.653313
8	3.970206	96.54107	2.805503	0.653428
9	3.97043	96.54046	2.806072	0.653467
10	3.970507	96.54025	2.806268	0.653481

由表 4 可以看出：工业增加值主要还是受自身影响，到第 10 期解释程度依然高达近 96.54%。自第四期以后，CPI 可解释工业增加值变动部分的 2.75% 到 2.8%，而 M2 对于工业增加值的解释程度则更低，仅为 0.65%。此外，从表 4 中我们还能看出用参数方法得到的方差分解的标准误差一直在 3.3 以上，对于区间在 1.89 至 22.61 的季节性调整后的工业增加值来说，这一值无疑是比较高的。

下面用非参数联立方程模型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 $Z = (q_{t-1}, CPI_{t-1}, M2_{t-1}, CPI_{t-2}, M2_{t-2})$ ，相应于第 1 部分维数 $d = 4$ 。（6）式中的 X_t 分别为 $X_{1t} = X_{2t} = (M2_t, q_{t-1}, CPI_{t-1}, M2_{t-1})$ ， $X_{3t} = (CPI_t, q_{t-1}, CPI_{t-1}, M2_{t-1})$ 。本文这一部分采用 R 软件编程，通过估计，当 h 值取 0.098 时，得到第一个方程的决定系数 R^2 值为 0.9247。可以看出，当取定合理的 h 值时，用非参数

SVAR 模型的拟合精度要明显高于参数方法得到的结果。

由 (15) 式, 可以得到参数方法一期向前预测方程如下:

$$q_{t+1} = 6.1 - 30.8M2_{t+1} + 0.5q_t + 95.38CPI_t + 40.69M2_t$$

表 5 是用两种方法得到的 2012 年 7 月—12 月工业增加值的向前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局部线性估计方法预测结果比较

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
2012-07	9.48	9.27	0.94	9.48	0
2012-08	9.19	9.71	1.55	9.31	0.0072
2012-09	9.38	9.1	1.42	9.65	0.0267
2012-10	9.78	10.8	1.49	9.78	0.0085
2012-11	9.71	10.32	1.34	9.71	0.0085
2012-12	9.76	9.34	1.32	9.76	0.0085

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, 而由非参数方法得到的预测值对真实值的拟合程度要优于大似然方法得到的预测值, 其向前预测的精度也是极高的。

四、结论

非参数估计方法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 MSE 值要明显低于参数方法产生的均方误差, 预测结果具备更高的准确性。但是, 由于非参数方法得到的估计为 $\hat{m}(x)$, 而我们并不知道 $\hat{m}(x)$ 的具体形式, 因此很难对模型中各个变量进行解释; 此外, 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。考虑到在决定系数只有 0.29 的情况下得到的脉冲响应分析亦或是方差分解最后得到的结论的准确性不见得会高, 那么通过这种参数估计的方法最后得到的结果其可信度也是值得怀疑的。在这种情路况下, 可以考虑增加美元兑人民币汇率、银行贷款总量等变量来增加对于模型中变量的解释能力, 但如此一来, 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。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、政策的变革而变化, 故通过对参数估计方法得到的模型进行的脉冲响应分析、方差分解也很有可能是无效的。

笔者认为, 非参数统计最突出、最明显的优势在于它对模型高精度的拟合, 最重要的意义在于对未来的预测。现实中受政策、人们理性预期等各方面因素的变化, 线性模型对于现实的刻画能力将愈发有限。本文的意义在于试图采用一种非参数的方法对 SVAR 模型进行估计, 并作相应的预测, 为政策制定者提供一种非参数的方法, 在考虑参数与非参数方法结合的基础之上使我国的货币政策具备更好的针对性、有效性和前瞻性。

参考文献:

- [1] Zongwu Cai, Jianqing Fan, and Qiwei Yao Functional - Coefficient Regression Models for Nonlinear Time Series Journal of the American Statistical Association, 2000(95): 941 - 956.
- [2] 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): 98 - 106.
- [3] 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): 151 - 160.
- [4] 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): 5 - 7.
- [5] 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, 103 - 113.

(责任编辑: 张曦)