# 第十一讲:转换函数模型

概要:本讲介绍多元时间序列的最简单的转换函数模型 Transfer Function Model,即一个输出变量 single-output 和一个输出变量 single-input 的线性关系。主要内容包括:模型结构、基本性质(转换函数、脉冲响应函数和互相关系数)、模型识别、参数估计和模型校验。最后介绍转换函数模型的应用案例。

在前八讲中,我们讨论了单变量时间序列的时域分析。而在宏观经济分析中,更多的是要考虑多变量时序的关系,比如:原油价格和 GDP 的相互影响,为此,除了分别研究原油价格时间序列的内部关系(单变量时序)和 GDP 时间序列内部关系(单变量时序)之外,更要研究这两个时间序列之间的相互影响,这就是多变量时间序列分析,与之前一样,我们考虑的是时域分析。本讲讲授一个输出序列(响应序列)single-output 与一个输入序列 single-input 的转换函数模型,,这个模型的应用范围很广,例如,销售可能与广告支出有关;每日用电量可能与某些天气变量有关(每日室外最高温度、相对湿度等)。本讲在讲授转换函数模型基本特征后,讨论模型识别、模型估计和模型检验。最后给出转换函数模型的实际应用案例——干预分析模型。

## 一、模型结构

假定一个输出序列 $\{y_t\}$  (因变量序列)和一个输入序列 $\{x_t\}$  (自变量序列)都是**平稳**的,且输出序列和输入序列之间存在着线性相关关系。考虑到输入序列对输出序列的影响,可能会有不同的延迟作用时间和作用时长,如果 $x_t$ 对 $y_t$ 的影响要延迟b期才发生作用,有效作用期长为n期,则输入序列和输出序列可以构建以下模型:

$$y_t = v_0 x_{t-b} + v_1 x_{t-b-1} + \dots + v_n x_{t-b-n} + \varepsilon_t$$
 9.1

式 9.1 就是转换函数模型 Transfer Function Model,系数参数 $v_0, v_1, ..., v_n$ 被称为脉冲响应权重 Impulse Response Weights,这些值与作用时点j 有关,又称为脉冲响应函数 Impulse Response Function,即 $v_j = f(j)$   $b \le j \le n$ ,当 $\sum_{j=0}^n |v_j| < \infty$ ,转换函数模型是稳定的 Stable,有界输入总是产生有界输出, $\varepsilon_t$ 代表外界随机干扰项,也称为噪声 Noise,但在这个模型中,不一定是白噪声序列。 $x_t$ 和 $\varepsilon_t$ 是相互独立的。采用延迟算子形式,式 9.1 可以写成:

$$y_t = v(B) x_t + \varepsilon_t \qquad 9.2$$
 
$$v(B) = (v_0 + v_1 B + \dots + v_n B^n) B^b \qquad \qquad 9.3$$

转换函数模型建模就是要得到v(B)以及  $\varepsilon_t$ 可能的模型形式(如果是 White Noise,就不需要咯)。图 9.1 给出了转换函数模型的直观理解。

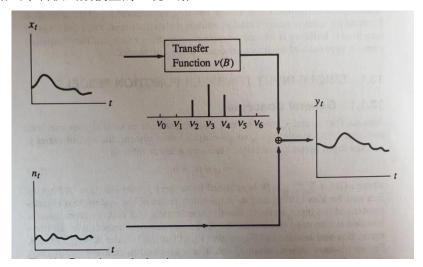


图 9.1 单一输入变量和单一输出变量的转换函数模型系统

输入序列对输出序列的有效作用时期长度 n 可长可短。如果 n 很长,那么式 9.1 的回归参数就会很多。为了减少回归参数,Box 和 Jekins 认为可以将输出序列的自回归结构引入式 9.1,这样可以有效减少具有长期相关关系的回归模型的阶数,即式 9.2 可以改进为:

$$y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} x_t + \varepsilon_t \qquad 9.4$$

即式 9.2 采用的是 AR 模型的表达方式,而式 9.4 采用的是 ARMA 模型的表达方式,则转换函数 $\nu(B)$ 就写成:

$$v(B) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}$$
 9.5

其中:  $\omega(B)$ 类似于 ARMA 模型的移动平均系数多项式, $\delta(B)$ 类似于 ARMA 模型的自回归系数多项式。由于输入序列 $\{x_t\}$ 和输出序列 $\{y_t\}$ 均平稳,平稳序列的线性组合仍然是平稳的,所以噪声序列 $\{\varepsilon_t\}$ 依然是平稳序列:

$$\varepsilon_t = y_t - \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} x_t \qquad 9.6$$

使用 ARMA 模型继续提取噪声序列 $\{\varepsilon_t\}$ 的相关信息:

$$\varepsilon_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} \alpha_t \tag{9.7}$$

式 9.7 中, $\Theta(B)$ 为噪音序列的移动平均系数多项式, $\Phi(B)$ 为噪声序列的自回归系数多项

式, $\alpha_t$ 为零均值的白噪声序列。

综上,转换函数模型的最终形式为:

$$y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} x_t + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} \alpha_t$$
 9.8

式 9.8 又称为动态回归模型(ARMAX Model)。

#### 二、转换函数与脉冲响应函数

转换函数v(B)可以写成 ARMA 结构形式,目的是减少估计参数,即:

$$v(B) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}$$
 9.5

设定:

$$\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_q B^q \qquad 9.9$$

$$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_p B^p \qquad 9.10$$

这里要求p + q要远小于n。将式9.9和式9.10代入式9.5得:

$$(1 - \delta_1 B - \dots - \delta_p B^p)(v_0 + v_1 B + \dots + v_n B^n) = (\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_q B^q) B^b$$
 9.11

两边展开,对应可以得到系数参数(脉冲响应权重) $v_i, j = 0,1,2...,n$ 的关系式:

$$\begin{split} v_j &= 0 \qquad j < b \\ \\ v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_p v_{j-p} + \omega_0 \qquad j = b \\ \\ v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_p v_{j-p} + \omega_{j-b} \qquad j = b+1, b+2, \dots, b+q \\ \\ v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_p v_{j-p} \qquad j > b+q \end{split}$$

p 个脉冲响应权重 $v_{b+q}, v_{b+q-1}, ..., v_{b+q-p+1}$ 可作为差分方程

$$\delta(B)v_j = 0 \qquad j > b + q \qquad 9.12$$

的初始值。换句话说,式 9.5 所决定的脉冲响应权重 $v_i$ 具有以下性质:

- (1) b 个零权重,即 $v_0 = v_1 = \cdots = v_{b-1} = 0$ 。符合假定, $x_t$ 对 $y_t$ 的影响要延迟 b 期才发生作用,之前的作用均为零;
  - (2) q p + 1个权重 $v_h, v_{h+1}, ..., v_{h+q-n}$ 没有一个固定值;
  - (3) p 个个初始脉冲响应权重 $v_{b+q-p+1}, v_{b+q-p+2}, ..., v_{b+q-p+1}, v_{b+q};$
  - (4) 对于 j > b + q,  $v_i$ 的值是式 9.12 的解;
- 总之,b 的值是由 j < b时 $v_j = 0$ ,而 $v_b \neq 0$ 确定的。p 的值是由脉冲响应权重的形式来决定的,类似识别单变量 ARIMA 模型的阶数 p。对于一个给定的 b 值,如果p = 0,那

么 q 的值可以由 j > b + q 时 $v_j = 0$ 求得;如果 $p \neq 0$ ,那么 q 的值可以通过检验脉冲响应权重模式何时开始衰减求得。

在实际应用中,式 9.5 中 p 和 q 的值很少超过 2。一些典型的转换函数模型结构如下:

结构一: p=0,这种情况下,转换函数包含有限数量的脉冲响应权重,以 $v_b=\omega_0$  开始,以 $v_{b+q}=-\omega_q$ 结束。具体形式见表 9.1。

(b, r, s)	转换函数	脉冲权重类型
(2, 0, 0)	$v(B)x_t = \omega_0 x_{t-2}$	
(2, 0, 1)	$v(B)x_t = (\omega_0 - \omega_1 B)x_{t-2}$	
(2, 0, 2)	$v(B)x_{t} = (\omega_{0} - \omega_{1}B - \omega_{2}B^{2})x_{t-2}$	

表 9.1, p = 0时的转换函数 (表中, r=p, s=q)

**结构二**: p=1, 这种情况下,脉冲响应权重呈现指数型衰减。如果q=0, 衰减从 $v_b$ 开始,如果q=1,衰减从 $v_{b+1}$ 开始,q=2,衰减从 $v_{b+2}$ 开始。具体形式见表 9.2。

(b, r, s)	转换函数	脉冲权重类型
(2, 1, 0)	$v(B)x_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta_1 B)}x_{t-2}$	
(2, 1, 1)	$v(B)x_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1 - \delta_1 B)} x_{t-2}$	
(2, 1, 2)	$v(B)x_{t} = \frac{(\omega_{0} - \omega_{1}B - \omega_{2}B^{2})}{(1 - \delta_{1}B)}x_{t-2}$	

表 9.2, p = 1时的转换函数 (表中, r=p, s=q)

结构三: p=2, 这种情况下,脉冲响应权重呈现指数型或正弦函数,这取决于 $\delta(B)=1-\delta_1B-\delta_2B^2=0$ 的根的情况,如果是实根,那么脉冲响应权重服从指数型,如果是复根,那么脉冲响应权重服从正弦。具体形式见表 9.3(给出的是正弦波动的例子)。

(b, r, s)	转换函数	脉冲权重类型
(2, 2, 0)	$v(B)x_{t} = \frac{\omega_{0}}{(1 - \delta_{1}B - \delta_{2}B^{2})}x_{t-2}$	
(2, 2, 1)	$v(B)x_{t} = \frac{(\omega_{0} - \omega_{1}B)}{(1 - \delta_{1}B - \delta_{2}B^{2})}x_{t-2}$	
(2, 2, 2)	$v(B)x_{t} = \frac{(\omega_{0} - \omega_{1}B - \omega_{2}B^{2})}{(1 - \delta_{1}B - \delta_{2}B^{2})}x_{t-2}$	

表 9.3, p = 2时的转换函数(表中, r=p, s=q)

## 三、互相关系数与转换函数

给定两个平稳的随机序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ ,采用互协方差函数 cross-covariance function 度量两个随机变量之间的关系,即:

$$\gamma_{xy}(k) = E[x_t - E(x_t)][y_{t+k} - E(y_t)]$$
 9.13

其中, $k = 0, \pm 1, \pm 2, ...$ ,是延迟阶数。式 9.13 标准化后,就得到互相关系数函数 cross-correlation function CCF,即:

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y}$$
 9.14

其中, $\sigma_x$ , $\sigma_y$ 分别代表 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的标准差,两个序列都是平稳序列,标准差相等,即 $\sigma_y = \sigma_{y-k}$ ,  $\sigma_x = \sigma_{x-k}$ 。 $\gamma_{xy}(k)$ 和 $\rho_{xy}(k)$ 是 $\gamma_k$ (自协方差函数,auto-covariance function)及 $\rho_k$ (自相关系数函数,auto-correlation function)的一般形式, $\gamma_{xx}(k) = \gamma_k$ , $\rho_{xx}(k) = \rho_k$ 。与自相关系数函数不同的是,互相关系数函数不存在对称性,即 $\rho_{xx}(k) = \rho_{xx}(-k)$ ,或 $\rho_k = \rho_{-k}$ ,而 $\rho_{xy}(k) \neq \rho_{xy}(-k)$ 。但是,

$$\gamma_{xy}(k) = E[x_t - E(x_t)][y_{t+k} - E(y_t)] = E[y_{t+k} - E(y_t)][x_t - E(x_t)] = \gamma_{yx}(-k)$$
 9.15 因此, $\rho_{xy}(k) = \rho_{yx}(-k)$ ,互相关系数函数 CCF 不仅度量了两个随机序列关系的大小,还给出了关系的作用方向。

k>0,计算的是序列 $\{y_t\}$ 滞后于序列 $\{x_t\}$  k期的 CCF,如果已知 $\{y_t\}$ 是因变量, $\{x_t\}$ 是自变量的情况下,只需要考虑k>0的 CCF。如果k<0,计算的是序列 $\{x_t\}$ 滞后于序列  $\{y_t\}$  k期的 CCF。在序列 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 无法确定彼此之间的因果关系时,需要同时考察k>0和

k < 0的 CCF, 以确定这两个序列谁是输入序列, 谁是输出序列。

和自相关系数函数 ACF、偏自相关系数函数 PACF 一样,根据 Barlett 定理,CCF 近似 服从零均值的正态分布:

$$\widehat{\rho_{xy}(k)} \sim N\left(0, \frac{1}{n-|k|}\right)$$

超过 2 倍标准差的 CCF 可以认为是显著非零,即:

$$\widehat{\rho_{xy}(k)} > \frac{2}{n - |k|}$$

说明 $\{y_t\}$ 和 $\{x_{t-k}\}$ 之间具显著关系。CCF 图的判断方式和 ACF 图、PACF 图一样。

在t+k时刻,不存在延迟影响b=0且影响期数为无穷 $n=\infty$ 的传递函数模型可以写成:

$$y_{t+k} = v_0 x_{t+k} + v_1 x_{t+k-1} + v_1 x_{t+k-2} \dots + \varepsilon_{t+k}$$
 9.16

假定 $E(x_t) = 0$ ,  $E(y_t) = 0$ , 在式 9.16 两边同乘以 $x_t$ 并取期望得:

$$E(x_t y_{t+k}) = E(v_0 x_t x_{t+k} + v_1 x_t x_{t+k-1} + v_2 x_t x_{t+k-2} \dots + x_t \varepsilon_{t+k})$$

$$\gamma_{xy}(k) = v_0 \gamma_{xx}(k) + v_1 \gamma_{xx}(k-1) + v_2 \gamma_{xx}(k-2) + \dots$$
9.17

这里,  $E(x_t \varepsilon_{t+k}) = 0$ , 式 9.17 两边同除以 $\sigma_x \sigma_y$ , 得:

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\sigma_x}{\sigma_y} [v_0 \rho_{xx}(k) + v_1 \rho_{xx}(k-1) + v_2 \rho_{xx}(k-2) + \dots + v_k \rho_{xx}(0) + \dots$$
 9.18

式 9.18 可以看出,互相关系数 $\rho_{xy}(k)$ 和脉冲响应函数 $v_j$ 的关系是不确定的,受到 $\{x_t\}$ 的自相关系数 $\rho_{xx}(k)$ 等的影响,也就是说,无法直接通过样本互相关系数 $\widehat{\rho_{xy}(k)}$ 的特征来确定脉冲响应函数的特征。如果输入序列 $\{x_t\}$ 是白噪声,即 $\rho_{xx}(k)=0, k\neq 0$ ,代入式 9.18 得

$$v_k = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \rho_{xy}(k)$$
 9.19

脉冲响应函数 $v_k$ 与互相关系数函数 $\rho_{xy}(k)$ 成正比,可以通过 $\widehat{\rho_{xy}(k)}$ 的图像特征推断 $v_k$ 的图像特征,从而确定转换函数v(B)。

以下说明几个要点,在转换函数模型建模中要注意:

- (1) 当 $x_t$ 和 $y_t$ 是联合二元平稳过程时,互相关系数函数 CCF, $\rho_{xy}(k)$ 才有意义;
- (2) 在一般的转换模型

$$y_t = v(B) x_t + \varepsilon_t 9.2$$

假定 $\{x_t\}$ 是平稳过程,满足 ARMA 模型,即:

$$\Phi_{x}(B)x_{t} = \Theta_{x}(B)\alpha_{x,t}$$

$$\alpha_{x,t} = \frac{\Phi_x(B)}{\Theta_x(B)} x_t \qquad 9.20$$

式 9.20 称为 $\{x_t\}$ 的预白化过程 pre-whitened input series, $\{\alpha_{x,t}\}$ 是 $\{x_t\}$ 的白噪声序列。同样,可以得到 $\{y_t\}$ 的预白化过程, $x_t$ 和 $y_t$ 都是平稳过程,呈现因果关系,因此, $x_t$ 和 $y_t$ 的 ARMA 结构是一样的:

$$\alpha_{y,t} = \frac{\Phi_x(B)}{\Theta_x(B)} y_t$$
 9.21

 $\{\alpha_{y,t}\}$ 是 $\{y_t\}$ 的白噪声序列。将式 9.20 和式 9.21 代入式 9.2,得到:

$$\alpha_{y,t} = v(B)\alpha_{x,t} + \frac{\Phi_x(B)}{\Theta_x(B)}\varepsilon_t$$
 9.22

这样,依据式 9.19,脉冲响应函数 $v_k$ 就由以下决定:

$$v_k = \frac{\sigma_{\alpha_{y,t}}}{\sigma_{\alpha_{x,t}}} \rho_{\alpha_{x,t}\alpha_{y,t}}(k)$$
 9.23

式 9.23 给出了转换函数模型识别 Model Identification 的原理。

## 四、模型识别步骤

依据二与三的讨论,转换函数v(B)的识别包含以下步骤:

第一步:检验 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的平稳性,只有二者都是平稳的非白噪声序列,才能构建转换函数模型。

第二步: 预白化输入序列 $\{x_t\}$ :

$$\Phi_{x}(B)x_{t} = \Theta_{x}(B)\alpha_{x,t}$$
$$\alpha_{x,t} = \frac{\Phi_{x}(B)}{\Theta_{x}(B)}x_{t}$$

 $\alpha_{x,t}$ 是均值为零 $E(\alpha_{x,t})=0$ ,方差为 $Var(\alpha_{x,t})=\sigma_{\alpha_x}^2$ 的白噪声序列。

第三步: 预白化输出序列 $\{y_t\}$ :

$$\alpha_{y,t} = \frac{\Phi_x(B)}{\Theta_x(B)} y_t$$

第四步: 计算 $\alpha_{x,t}$ 和 $\alpha_{y,t}$ 的样本互相关系数 $\rho_{\alpha_{x,t}\alpha_{y,t}}(k)$ ,然后利用以下公式估计样本脉冲响应函数 $\widehat{v_k}$ :

$$\widehat{v_k} = \frac{\widehat{\sigma_{\alpha_{y,t}}}}{\widehat{\sigma_{\alpha_{x,t}}}} \rho_{\alpha_{x,t}\alpha_{y,t}}(k) \qquad 9.24$$

 $\rho_{a_{x,t}a_{y,t}}(k)$ 和 $\widehat{v_k}$ 的值计算得到后,它们的显著性依前述的 Barlett 定理判断。

第五步: 延迟期数 b 的识别。观察 $\widehat{v_k}$ 图(脉冲响应函数图,脉冲响应权重图)的特征,匹配表 9.1,表 9.2 和表 9.3,就可以得到 $\omega(B)=\omega_0-\omega_1B-\cdots-\omega_qB^q$  和 $\delta(B)=1$ 

 $\delta_1 B - \cdots - \delta_p B^p$  的样本形式,同时也可以确定延迟期数 b。因此,可以得到样本转换函数

$$\widehat{v(B)} = \frac{\widehat{\omega(B)}B^b}{\widehat{\delta(B)}} \qquad 9.25$$

第六步: 在得到样本转换函数后, 计算噪声序列 $\mathcal{E}_t$ :

$$\widehat{\varepsilon_t} = y_t - \widehat{v(B)}x_t = y_t - \frac{\widehat{\omega(B)}B^b}{\widehat{\delta(B)}}x_t$$
 9.26

依据单变量时间序列 ARMA 模型的构建步骤,通过观察噪声序列 $\{\hat{\epsilon}_t\}$ 序列 ACF 图和 PACF 图的特征,判定 ARMA 模型的具体形式,从而得到:

$$\Phi(B)\varepsilon_t = \Theta(B)\alpha_t \qquad 9.27$$

第七步:结合式 9.25 和式 9.27,可以得到转换函数模型:

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} \alpha_t$$
 9.28

## 五、参数估计

在模型识别后,可以得到式 9.28 的具体形式,接下来,需要估计参数 $\boldsymbol{\delta} = \left(\delta_1, ..., \delta_{p_1}\right)$  $\boldsymbol{\omega} = (\omega_1, ..., \omega_{q_1}), \ \boldsymbol{\Theta} = (\theta_1, ..., \theta_{q_2}), \ \boldsymbol{\Phi} = (\phi_1, ..., \phi_{p_2})$ 和 $\sigma_{\alpha}^2$ 。可以把式 9.28 写成:

$$\delta(B)\Phi(B)\gamma_t = \Phi(B)\omega(B)\chi_{t-h} + \delta(B)\Theta(B)\alpha_t \qquad 9.29$$

简化成:

$$c(B)y_t = d(B)x_{t-b} + e(B)\alpha_t$$
 9.30

其中:

$$c(B) = \delta(B)\Phi(B) = (1 - \delta_1 B - \dots - \delta_{p_1} B^{p_1})(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_{q_2} B^{q_2})$$

$$= 1 - c_1 B - c_2 B^2 - \dots - c_{p_1 + q_2} B^{p_1 + q_2} \qquad 9.31$$

$$d(B) = \Phi(B)\omega(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_{q_2} B^{q_2})(\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_q B^{q_1})$$

$$= d_0 - d_1 B - d_2 B^2 - \dots - d_{q_1 + q_2} B^{q_1 + q_2} \qquad 9.32$$

$$e(B) = \delta(B)\Theta(B) = (1 - \delta_1 B - \dots - \delta_{p_1} B^{p_1})(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_{p_2} B^{p_2})$$

$$= 1 - e_1 B - e_2 B^2 - \dots - e_{p_1 + p_2} B^{p_1 + p_2} \qquad 9.33$$

将式 9.31、9.32、9.33 代入式 9.30, 并移项得:

$$\alpha_{t} = y_{t} - c_{1}y_{t-1} - \dots - c_{p_{1}+q_{2}}y_{t-(p_{1}+q_{2})} - d_{0}x_{t-b} + d_{1}x_{t-b-1} + \dots + d_{q_{1}+q_{2}}x_{t-b-(q_{1}+q_{2})} + e_{1}\alpha_{t-1} + \dots + e_{p_{1}+p_{2}}\alpha_{t-(p_{1}+p_{2})}$$

$$9.34$$

式 9.34 中, $c_i$ , $d_j$ , $e_k$ 都是 $\delta_i$ , $\omega_j$ , $\theta_k$ , $\phi_l$ 的函数。假定 $\alpha_t$  服从正态分布 $\alpha_t \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$ ,且是白噪声,则可以得到以下似然函数 Likelihood Function:

$$L(\boldsymbol{\delta}, \boldsymbol{\omega}, \boldsymbol{\Theta}, \boldsymbol{\Phi}, \sigma_{\alpha}^{2} | \boldsymbol{b}, \boldsymbol{x}, \boldsymbol{y}, \boldsymbol{x}_{0}, \boldsymbol{y}_{0}, \boldsymbol{a}_{0}) = (2\pi\sigma_{\alpha}^{2})^{-n/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_{\alpha}^{2}} \sum_{t=1}^{n} \alpha_{t}^{2}\right]$$
9.35

式中, $x_0, y_0, a_0$ 是迭代计算的初始值,x, y是观测值。对数似然函数为:

$$lnL(\boldsymbol{\delta}, \boldsymbol{\omega}, \boldsymbol{\Theta}, \boldsymbol{\Phi}, \sigma_{\alpha}^{2} | \boldsymbol{b}, \boldsymbol{x}, \boldsymbol{y}, \boldsymbol{x}_{0}, \boldsymbol{y}_{0}, \boldsymbol{a}_{0}) = -\frac{n}{2} ln(2\pi\sigma_{\alpha}^{2}) - \frac{1}{2\sigma_{\alpha}^{2}} \sum_{t=1}^{n} \alpha_{t}^{2}$$
9.36

得到式 9.36 以及初始值,就可以采用数值方法进行迭代计算,即 MLE 估计,最后得到所有的参数。注意: 在参数估计的过程中,假定影响延迟期数b是已知的。

## 六、模型检验

在模型识别和模型估计后,就要进行模型检验,除了常规的拟合优度检验、参数显著性检验之外,转换函数模型还需要一些特有的检验。在转换函数模型中(式 9.28),假定  $\alpha_t$  是白噪声序列,且与输入序列 $x_t$ 是相互独立的,因此, $\alpha_t$  与 $x_t$ 的预白化序列 $\alpha_{x,t}$ 也应该是相互独立的。由此,必须检验模型的残差序列 $\widehat{\alpha_t}$  和 $x_t$ 的预白化序列 $\alpha_{x,t}$ 来判定是否支持假设。具体如下:

(1) 互相关检验。检验噪声序列 $\alpha_t$  和 $x_t$ 的相关性,就是检验 $\widehat{\alpha_t}$  和 $\alpha_{x,t}$ 之间是否显著互相关,即检验样本互相关系数 CCF  $\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}\alpha_{x,t}}}(k)$ 是否显著为零,即:

$$H_0: \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(1) = \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(2) = \dots = \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(k)$$
 $H_1: \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(1), \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(2), \dots, \rho_{\widehat{\alpha_t} \, \alpha_{x,t}}(k)$ 中至少有一个不为零

其检验统计量的构造与白噪声 LB 检验统计量的构造类似,即 Portmanteau Q Test:

$$Q = m(m+2) \sum_{i=0}^{k} \frac{\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}}} \alpha_{x,t}(j)}{m-j}$$
 9.37

满足自由度为(k+1)-m的 $\chi^2$ 分布,其中, $m=n-t_0+1$ ,是计算得到的残差 $\widehat{\alpha_t}$ 数量,m是转换函数 $v(B)=\omega(B)/\delta(B)$ 中估计出的 $\delta_i$ 和 $\omega_i$ 的数量。

(2)自相关检验。检验 $\alpha_t$  是否为白噪声序列,即检验 $\widehat{\alpha_t}$  的自相关系数  $\mathrm{ACF}\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}}(k)}$  是否显著为零,即:

$$H_0: \rho_{\widehat{\alpha_t}}(1) = \rho_{\widehat{\alpha_t}}(2) = \dots = \rho_{\widehat{\alpha_t}}(k)$$
 $H_1: \rho_{\widehat{\alpha_t}}(1), \rho_{\widehat{\alpha_t}}(2), \dots, \rho_{\widehat{\alpha_t}}(k)$ 中至少有一个不为零

采用 Portmanteau Q Test, 即:

$$Q = m(m+2) \sum_{i=0}^{k} \frac{\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}}(j)}}{m-j}$$
 9.38

满足自由度为k-p-q的 $\chi^2$ 分布,其中,p,q分别是 $\alpha_t$  的 ARMA 模型中自回归系数的数量和移动平均系数的数量。

如果上述检验通不过,可能是以下两种情况造成的:

情况一:传递函数v(B)估计错误。在这种情况下,无论 $\alpha_t$ 序列是否为白噪声,都会对于某些k,出现 $\widehat{\rho_{\alpha_t}}(k) \neq 0$ 以及 $\widehat{\rho_{\alpha_t}}(k) \neq 0$ 。具体分析如下:假定正确的转换函数模型是

$$y_t = v(B) x_t + \psi(B) \alpha_t \qquad 9.39$$

但是,我们得到了错误的转换函数 $v_0(B)$ ,由此,残差序列也变成了 $\alpha_{0t}$ ,即:

$$y_t = v_0(B) x_t + \psi_0(B) \alpha_{0,t}$$
 9.40

将式 9.39 减去式 9.40, 并移项得到:

$$\alpha_{0,t} = \frac{v(B) - v_0(B)}{\psi_0(B)} x_t + \frac{\psi(B)}{\psi_0(B)} \alpha_t$$
 9.41

 $lpha_{0,t}$ 不仅和 $x_t$ 互相关,也与 $lpha_t$ 互相关,同时也自相关。即使 $\psi(B)=\psi_0(B)$ 也是如此。因此,在这种情况下,先修正转换函数,再修正噪音 $\epsilon_t$ 的模型。

情况二: 传递函数v(B)是正确的,但 $\varepsilon_t$ 的模型不恰当。在这种情况下,对于所有 k,都有  $\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}\,\alpha_{x,t}}}(k)=0$ ,对于某些k,  $\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}\,(k)}}\neq 0$ 。  $\widehat{\rho_{\widehat{\alpha_t}\,(k)}}$ 的形式可以用来修正噪音 $\varepsilon_t$ 的模型,  $[\Theta(B)/\Phi(B)]\alpha_t$ 。