

## ARMA 模型의 母數推定에 관하여

明知實業專門大學    崔    昌    浩

### 1. 序 論

時系列資料가 定常條件을 만족할 때의 模型

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t$$

단,  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\tilde{Z}_t = Z_t - E(Z_t)$$

$$a_t: E(a_t) = 0, \quad \text{Var}(a_t) = \sigma_a^2$$

$B$ : 後向演算子 (Backward shift operator)

을 ARMA( $p, q$ ) 模型 (Mixed Autoregressive moving Average Processes) 이라 하며 특히  $\phi(B)\tilde{Z}_t = a_t$

또는  $\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t$  를 自己相關模型 (AR( $p$ ) 模型: Autoregressive Processes) 이라 하고

$$\tilde{Z}_t = \theta(B)a_t$$

$$= (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

를 MA( $q$ ) 模型 (Moving Average Processes) 이라 한다. 또한 ARMA( $p, q$ ) 模型의 理論的인 自己相關函數와 理論的인 偏自己相關函數는 다음표와 같은 性質을 갖고 있음을 알 수 있다.

模 型	自己相關函數	偏自己相關函數
AR( $p$ )	Tails off	Cuts off after lag $p$
MA( $q$ )	Cuts off after lag $q$	Tails off
ARMA( $p, q$ )	Tails off	Tails off

여기서는 理論的인 自己相關函數와 理論的인 偏自己相關函數의 性質을 利用하여 模型의 位數가 決定된 것으로 보고 決定된 模型의 母數推定을 다루어 보고자 한다.

### 2. ARMA 模型의 母數推定

位數가 ( $p, q$ ) 인 ARMA 過程에서

$$Z_t + \sum_{j=1}^p \phi_j Z_{t-j} = a_t + \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad (2-1)$$

단,  $a_t$  는 서로 獨立인  $(0, \sigma_a^2)$  의 確率變數

$$\text{特性 方程式 } m^p + \sum_{j=1}^p \phi_j m^{p-j} = 0$$

$$s^q + \sum_{i=1}^q \theta_i s^{q-i} = 0$$

의 根은 그 絕對值가 1보다 작다. 推定을 爲하여 (2-1)을 函數式形態로 나타내면

$$a_t(Z; \lambda) = Z_t + \sum_{j=1}^p \phi_j Z_{t-j} - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i}(Z; \lambda) \quad (2-2)$$

단,  $\lambda' = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$

(2-2)의 兩邊을 微分하면

$$-\frac{\partial a_t(Z; \lambda)}{\partial \phi_j} = w \phi_{jt}(Z; \lambda)$$

$$= -Z_{t-j} - \sum_{s=1}^q \theta_s w \phi_{j, t-s}(Z; \lambda)$$

$$j = 1, 2, \dots, p$$

$$-\frac{\partial a_t(Z; \lambda)}{\partial \theta_i} = w \theta_{it}(Z; \lambda)$$

$$= a_{t-i}(Z; \lambda) - \sum_{s=1}^q \theta_s w \theta_{i, t-s}(Z; \lambda)$$

$$i = 1, 2, \dots, q$$

初期 推定值  $\tilde{\lambda}$  가 주어진다 면 修正된 推定值는 다음과 같이 구해진다.

$$\hat{\lambda} = \tilde{\lambda} + \Delta \hat{\lambda}$$

(단,  $\Delta \hat{\lambda}$  는  $a_t(Z; \tilde{\lambda})$  를  $w \phi_{jt}(Z; \tilde{\lambda})$

$j=1, 2, \dots, p$ 와  $w\theta_{ii}(Z; \tilde{\lambda})$   $i=1, 2, \dots, q$ 에 回歸시킴으로써 推定된 回歸係數들의 *vector*). 이와 같이 修正된 推定值를 얻기 위해서는 母數의 初期 推定值를 알아야 하는데 이 初期 推定值는 模型內的 *MA*部分을 *AR*過程으로 逆變換시켜 그 母數를 推定함으로써 얻어지며 이때 逆變換 條件은 다음과 같다.

位數가 1인 *MA*過程

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \\ = (1 - \theta_1 B) a_t$$

은 萬一  $|\theta_1| < 1$ 이면 逆變換이 可能해 진다. 即

$$\pi(B) = (1 - \theta_1 B)^{-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j B^j$$

는 수렴하거나 또는 單位圓內에 位置해야하며 또 이는  $1 - \theta_1 B = 0$ 의 根  $B = \theta_1^{-1}$ 가 單位圓外에 位置함을 뜻한다.

位數가 높은 *MA*過程은 다음과 같이 나타 낼 수 있다.

$$a_t = \theta^{-1}(B) Z$$

여기서  $\theta(B) = \prod_{j=1}^q (1 - H_j B)$  라 하면

$$\pi(B) = \theta^{-1}(B) = \sum_{j=1}^q \frac{M_j}{(1 - H_j B)}$$

인데 이는  $|H_j| < 1$   $j=1, 2, \dots, q$ 이면 수렴한다.  $\theta(B) = 0$ 의 根이  $H_j^{-1}$ 이므로 *MA*( $q$ )過程의 逆變換 條件은 다음의 特性 方程式

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q = 0$$

의 根이 單位圓外에 位置하면 만족된다. 以上에서와 같이 逆變換 條件을 만족하는 *MA*( $q$ )過程은 *AR*( $\infty$ )過程으로 나타낼 수 있으며 반대로 *AR*( $p$ )過程 또한 *MA*( $\infty$ )過程으로 쓸 수 있다.

지금까지 살펴온 바와 같이 逆變換 條件을 만족하는 *ARMA*過程

$$\sum_{j=0}^p \phi_j Z_{t-j} = \sum_{i=0}^q \theta_i a_{t-i}$$

은 다음과 같은 無限 *AR*過程으로 나타 낼 수 있다.

$$Z_t = - \sum_{j=1}^{\infty} d_j Z_{t-j} + a_t \quad (2-3)$$

단,  $d_1 = -\theta_1 + \phi_1$

$$d_2 = -\theta_1 d_1 - \theta_2 + \phi_2 \\ \vdots$$

$$d_j = - \sum_{i=1}^{\min(j,q)} \theta_i d_{j-i} + \phi_j \quad j \leq p$$

$$d_j = - \sum_{i=1}^{\min(j,q)} \theta_i d_{j-i} \quad j > p$$

따라서 任意的 有限한 점  $k$ 에서 잘라 이에서 *AR*模型의 母數 ( $d_1, d_2, \dots, d_k$ )를 推定해 냄으로써 (2-3)을 利用하여 母數의 初期 推定值를 얻을 수 있다.

이 母數의 初期 推定值를 利用하여 修正한 推定值의 計算에 必要한 여러가지 값들을 얻게 되는데 그 過程은 다음과 같다.

순수한 *MA*過程

$$X_t = Z_t + \sum_{j=1}^p \phi_j Z_{t-j}$$

는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = - \sum_{j=1}^{\infty} c_j X_{t-j} + a_t$$

단,  $c_j = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$

여기서  $c_j$ 數列 (sequence)을 任意的 점  $M$ 에서 자르면  $\theta$ 의 初期 推定值를 利用하여  $c_1, c_2, \dots, c_M$ 을 推定할 수 있다.

이 推定值들을  $\tilde{c}_j$ 로 表記하면  $X_t$ 의 外插值는 다음과 같이 計算된다.

$$\tilde{X}_p = - \sum_{j=1}^M \tilde{c}_j (Z_{p+j} + \sum_{i=1}^p \tilde{\phi}_i Z_{p+j-i})$$

$$\tilde{X}_{p-s} = - \sum_{j=1}^s \tilde{c}_j \tilde{X}_{p+j-s} - \sum_{j=s+1}^M \tilde{c}_j (Z_{p+j} +$$

$$\sum_{i=1}^p \tilde{\phi}_i Z_{p+j-i})$$

$$s = 1, 2, \dots, q-1$$

단,  $\tilde{c}_0 = 1$

$$\tilde{c}_1 = -\tilde{\theta}_1$$

$$\tilde{c}_2 = -\tilde{\theta}_1 \tilde{c}_1 - \tilde{\theta}_2$$

$$\vdots$$

$$\sum_{i=0}^q \tilde{\theta}_i \tilde{c}_{j-i} = 0 \quad j = q, q+1, \dots$$

$$\tilde{\theta}_0 = 1$$

그리고  $\tilde{\phi}_j$ 와  $\tilde{\theta}_i$ 는 推定式 (2-3)에서 얻어진다.

따라서 修正된 推定值의 計算에 必要한  $\bar{a}_t$ 의 값을 구해보면 이는 다음과 같이 얻어지며

$$\bar{a}_t = \bar{X}_t - \sum_{i=1}^q \bar{\theta}_i \bar{a}_{t-i}$$

$$t = p - q + 1, p - q + 2, \dots, p$$

단,  $t \leq p - q$ 에 대해  $\bar{a}_t = 0$

修正된 推定值의 計算에 必要한 그밖의 값들은 다음의 差分 方程式에 依해 구해진다.

$$\bar{a}_t(Z; \tilde{\lambda}) = \sum_{j=0}^p \bar{\phi}_j Z_{t-j} - \sum_{i=1}^q \bar{\theta}_i \bar{a}_{t-i}(Z; \tilde{\lambda})$$

$$t = p + 1, p + 2, \dots, n$$

$$\begin{cases} w\phi_{ji}(Z; \tilde{\lambda}) = 0 & t \leq p \end{cases}$$

$$\begin{cases} w\phi_{ji}(Z; \tilde{\lambda}) = -Z_{t-j} - \sum_{s=1}^q \bar{\theta}_s w\phi_{j,t-s}(Z; \tilde{\lambda}) \end{cases}$$

$$t = p + 1, p + 2, \dots, n$$

$$\begin{cases} w\theta_{ii}(Z; \tilde{\lambda}) = 0 & t \leq p \end{cases}$$

$$\begin{cases} w\theta_{ii}(Z; \tilde{\lambda}) = a_{t-j}(Z; \tilde{\lambda}) - \sum_{s=1}^q \bar{\theta}_s w\theta_{i,t-s}(Z; \tilde{\lambda}) \end{cases}$$

$$t = p + 1, p + 2, \dots, n$$

### 3. 結 論

以上에서 定常條件을 滿足하는 時系列 模型인

ARMA模型의 特性과 母數推定 方法을 提示 하였으나 ARMA模型은 母數에 대해 非線型이므로 近似推定으로 밖에 볼 수 없다. 따라서 推定된 母數의 정도를 알아보는 方法과 定常條件을 滿足하지 않는 模型인 ARIMA模型의 母數推定까지 擴張하여 봄이 바람직 스텝게 여겨진다.

### 참 고 문 헌

1. Anderson O.D., *Analysing time series*, North-Holland publishing Company, 1980.
2. Box G.E.P. and G.M. Jenkins., *Time series analysis*, Holden-Day, 1970.
3. Fuller W.A., *Introduction to statistical time series*, John Wiley and Sons, Inc., 1976.
4. Montgomery D.C. and L.A. Johnson., *Forecasting and time series analysis*, McGraw-Hill, 1976.
5. Nelson C.R., *Applied time series analysis*, Holden-Day, 1973.
6. Pindick R.S. and D.L. Rubinfeld, *Econometric models and economic forecasts*, McGraw-Hill, 1976.