

第二次作业

4.24 令 $\{e_t\}$ 为零均值、单位方差的白噪声过程。考虑起始于 $t = 0$ 如下递归定义的过程：令 $Y_0 = c_1 e_0$, $Y_1 = c_2 Y_0 + e_1$, 然后当 $t > 1$ 时, 像 AR(2) 过程一样, 令 $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + e_t$ 。

(a) 证明该过程的均值为零。

证明：

$$\text{对于 } t > 1, \quad EY_t = \phi_1 EY_{t-1} + \phi_2 EY_{t-2} + Ee_t = \phi_1 EY_{t-1} + \phi_2 EY_{t-2},$$

$$EY_0 = c_1 Ee_0 = 0, \quad EY_1 = c_2 EY_0 + Ee_1 = 0, \quad EY_2 = \phi_1 EY_0 + \phi_2 EY_1 = 0, \quad \dots$$

进行归纳后可得知, 对于任意 $t \geq 0$, $EY_t = 0$, 即该过程的均值为零。 \square

(b) 对位于 AR(2) 平稳域内的特殊值 ϕ_1 和 ϕ_2 , 该如何选择 c_1, c_2 使得 $\text{Var}(Y_0) = \text{Var}(Y_1)$, 并且 Y_1 和 Y_0 之间的一阶滞后自相关系数符合参数为 ϕ_1 和 ϕ_2 的平稳 AR(2) 过程?

解：

$$\text{首先计算 } Y_0 \text{ 和 } Y_1 \text{ 的方差, } \text{Var } Y_0 = \text{Var}(c_1 e_0) = c_1, \quad \text{Var } Y_1 = \text{Var}(c_2 Y_0 + e_1) = c_2 \text{Var } Y_0 + 1 = c_1 c_2 + 1,$$

$$\text{再计算 } Y_0 \text{ 和 } Y_1 \text{ 的协方差, } \gamma_{0,1} = \text{Cov}(Y_0, Y_1) = \text{Cov}(c_1 e_0, c_1 c_2 e_0 + e_1) = c_1^2 c_2 \text{Cov}(e_0, e_0) + c_1 \text{Cov}(e_0, e_1) = c_1^2 c_2,$$

$$\text{再计算 } Y_0 \text{ 和 } Y_1 \text{ 的相关系数, } \rho_1 = \frac{\text{Cov}(Y_0, Y_1)}{\sqrt{\text{Var}(Y_0) \text{Var}(Y_1)}} = \frac{c_1^2 c_2}{c_1(c_1 c_2 + 1)} = \frac{c_1 c_2}{c_1 c_2 + 1}.$$

$$\text{需要满足 } \begin{cases} \text{Var}(Y_0) = \text{Var}(Y_1) \\ \rho_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \end{cases}, \text{ 即 } \begin{cases} c_1 = c_1 c_2 + 1 \\ \frac{c_1 c_2}{c_1 c_2 + 1} = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \end{cases}, \text{ 解得 } \begin{cases} c_1 = \frac{1 - \phi_2}{1 - \phi_1 - \phi_2} \\ c_2 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \end{cases} \quad \square$$

(c) 一旦得到过程 $\{Y_t\}$, 那么如何将它转换成一个新的过程, 具有我们希望的均值和方差?(这个习题给出了一个模拟 AR(2) 过程的简便方法。)

解：

$$\text{假设需要的均值为 } \mu, \text{ 需要的方差为 } \sigma. \text{ 那么 } \{Y_t + \mu\} \text{ 的均值为所需的 } \mu. \text{ 对于方差, 则可以通过解方程组 } \begin{cases} \text{Var } Y_0 = c_1 = \sigma \\ \text{Var } Y_1 = c_1 c_2 + 1 = \sigma \end{cases} \text{ 得到满足要求的 } c_1, c_2. \quad \square$$

4.25 考虑 AR(1) 过程, 满足 $Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t$, 其中 ϕ 为任意值, $\{e_t\}$ 是一个白噪声过程, 并且 e_t 独立于过去值 $\{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$ 。令 Y_0 为均值 μ_0 、方差 σ_0^2 的随机变量。

(a) 证明当 $t > 0$ 时, 可写成

$$Y_t = e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \phi^3 e_{t-3} + \dots + \phi^{t-1} e_1 + \phi^t Y_0$$

证明 :

$$\begin{aligned} Y_t &= \phi Y_{t-1} + e_t = \phi(\phi Y_{t-2} + e_{t-1}) + e_t = \phi^2 Y_{t-2} + \phi e_{t-1} + e_t \\ &= \phi^2(\phi Y_{t-3} + e_{t-2}) + \phi e_{t-1} + e_t = \phi^3 Y_{t-3} + \phi^2 e_{t-2} + \phi e_{t-1} + e_t \\ &= \dots \\ &= e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \phi^3 e_{t-3} + \dots + \phi^{t-1} e_1 + \phi^t Y_0 \end{aligned}$$

□

(b) 证明: 当 $t > 0$ 时, 有 $E(Y_t) = \phi^t \mu_0$ 。

证明 :

根据 (a), $Y_t = e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} + \phi^3 e_{t-3} + \dots + \phi^{t-1} e_1 + \phi^t Y_0$, 所以

$$E(Y_t) = E(\phi^t Y_0) = \phi^t \mu_0$$

□

(c) 证明: 当 $t > 0$ 时,

$$\text{Var}(Y_t) = \begin{cases} \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2} \sigma_e^2 + \phi^{2t} \sigma_0^2, & \phi \neq 1 \\ t \sigma_e^2 + \sigma_0^2, & \phi = 1 \end{cases}$$

证明 :

注意到 $e_t, e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_1$ 独立同分布, 方差均为 σ_e^2 。

当 $\phi = 1$ 时, $Y_t = e_t + e_{t-1} + e_{t-2} + \dots + e_1 + Y_0$, 所以 $\text{Var}(Y_t) = t \sigma_e^2 + \sigma_0^2$ 。

当 $\phi \neq 1$ 时, $\text{Var} Y_t = \text{Var} e_t + \text{Var}(\phi e_{t-1}) + \text{Var}(\phi^2 e_{t-2}) + \dots + \text{Var}(\phi^{t-1} e_1) + \text{Var}(\phi^t Y_0) = \sigma_e^2 + \phi^2 \sigma_e^2 + \phi^4 \sigma_e^2 + \dots + \phi^{2(t-1)} \sigma_e^2 + \phi^{2t} \sigma_0^2$, 使用等比数列求和公式可知

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2} \sigma_e^2 + \phi^{2t} \sigma_0^2. \quad \square$$

(d) 假设 $\mu_0 = 0$ ，试证：如果 $\{Y_t\}$ 平稳，必定有 $\phi \neq 1$ 。

证明：

若 $\{Y_t\}$ 平稳，则方差 $\text{Var} Y_t = \gamma_0$ 与 t 无关。所以 $\gamma_0 = \text{Var} Y_t = \phi^2 \text{Var} Y_{t-1} + \sigma_e^2 = \phi^2 \gamma_0 + \sigma_e^2$ ，所以 $(1 - \phi^2)\gamma_0 = \sigma_e^2$ ，因为 $\sigma_e^2 > 0$ ，所以 $1 - \phi^2 \neq 0$ ，所以 $\phi \neq 1$ 。 \square

(e) 仍假设 $\mu_0 = 0$ ，证明：如果 $\{Y_t\}$ 平稳，则 $\text{Var}(Y_t) = \sigma_e^2 / (1 - \phi^2)$ ，因此必定有 $|\phi| < 1$ 。

证明：

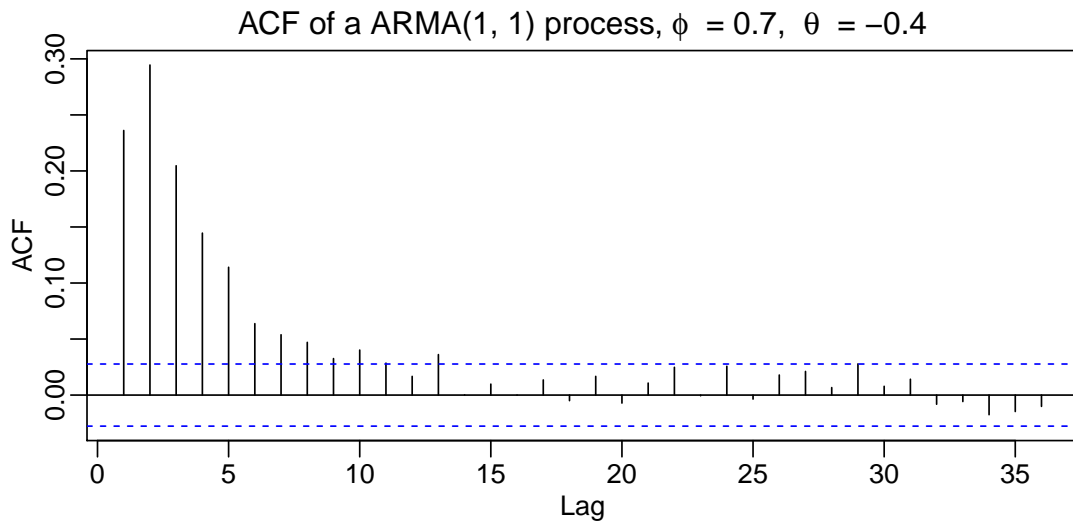
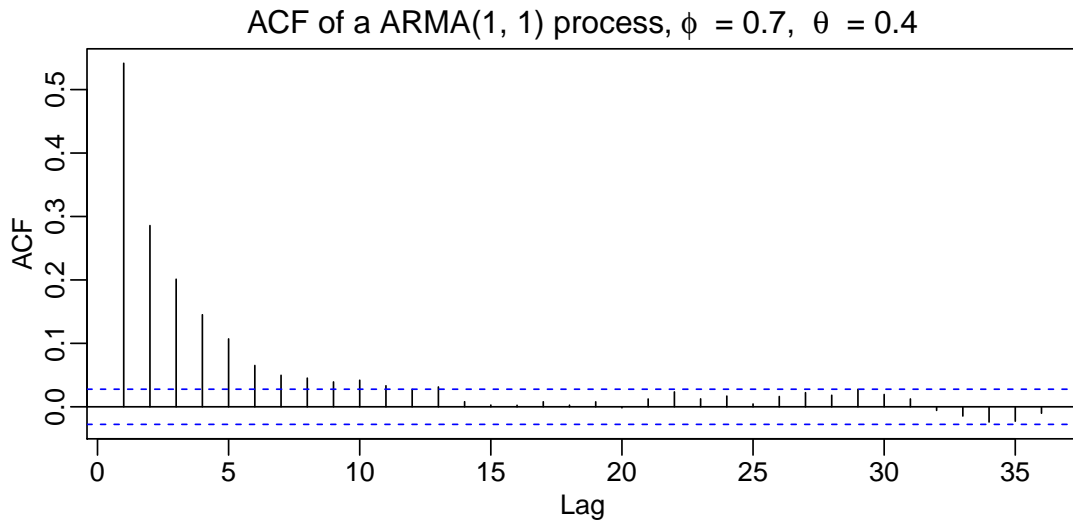
由 (d) 可知 $(1 - \phi^2)\gamma_0 = \sigma_e^2$ ，且 $1 - \phi^2 \neq 0$ ，所以 $\gamma_0 = \text{Var} Y_t = \frac{\sigma_e^2}{1 - \phi^2} > 0$ ，所以 $1 - \phi^2 > 0$ ，可得 $|\phi| < 1$ 。 \square

4.10 画出下列每个 ARMA 模型的自相关函数：

(a) ARMA(1, 1), $\phi = 0.7, \theta = 0.4$

(b) ARMA(1, 1), $\phi = 0.7, \theta = -0.4$

```
w <- rnorm(5050, mean=0, sd=1)
pdf("1.pdf")
par(mfrow=c(2,1), mar=c(4,3,1.5,1.5), mgp=c(1.5, 0.5, 0))
ma <- filter(w, filter = c(1, 0.4), method = "convolution", sides = 1)[25:(length(w)-24)]
ar <- filter(w, filter = c(0.7), method = "recursive", sides = 1)[25:(length(w)-24)]
acf(ar + ma, main=expression(paste("ACF of a ARMA(1, 1) process, ", phi, " = 0.7, ", theta, " =
↪ 0.4")))
ma <- filter(w, filter = c(1, -0.4), method = "convolution", sides = 1)[25:(length(w)-24)]
ar <- filter(w, filter = c(0.7), method = "recursive", sides = 1)[25:(length(w)-24)]
acf(ar + ma, main=expression(paste("ACF of a ARMA(1, 1) process, ", phi, " = 0.7, ", theta, " =
↪ -0.4")))
dev.off()
```



4.11 对 ARMA(1,2) 模型 $Y_t = 0.8Y_{t-1} + e_t + 0.7e_{t-1} + 0.6e_{t-2}$, 证明

(a) 当 $k > 2$ 时, $\rho_k = 0.8\rho_{k-1}$

证明：

将 Y_t 减去期望 $\mu = EY_t$, 则 $Y_t = 0.8Y_{t-1} + e_t + 0.7e_{t-1} + 0.6e_{t-2}$ 可写成

$$Y_t - \mu = 0.8(Y_{t-1} - \mu) + e_t + 0.7e_{t-1} + 0.6e_{t-2}$$

两边同时乘 $Y_{t-k} - \mu$ 并求期望, 可得:

$$E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = E[(Y_{t-k} - \mu)(0.8(Y_{t-1} - \mu) + e_t + 0.7e_{t-1} + 0.6e_{t-2})]$$

$$\gamma_k = 0.8\gamma_{k-1} + Ee_t(Y_{t-k} - \mu) + 0.7Ee_{t-1}(Y_{t-k} - \mu) + 0.6Ee_{t-2}(Y_{t-k} - \mu)$$

因为 $k > 2$, 所以 Y_{t-k} 与 e_{t-2}, e_{t-1}, e_t 无关, 所以 $Ee_t Y_{t-k} = Ee_t EY_{t-k} = 0$, 对 e_{t-1} 和 e_{t-2} 同理, 所以

$$\gamma_k = 0.8\gamma_{k-1}$$

两边同时除以 $\gamma_0 = \text{Var}(Y_t)$ 可得

$$\rho_k = 0.8\rho_{k-1}$$

□

$$(b) \rho_2 = 0.8\rho_1 + 0.6\sigma_e^2/\gamma_0$$

证明：

继续使用 (a) 中的

$$\gamma_k = 0.8\gamma_{k-1} + Ee_t(Y_{t-k} - \mu) + 0.7Ee_{t-1}(Y_{t-k} - \mu) + 0.6Ee_{t-2}(Y_{t-k} - \mu)$$

此时 $k = 2$ ，可以证明 $Ee_t Y_t = \sigma_e^2$ ，因此 $Ee_{t-2} Y_{t-2} = \sigma_e^2$ ， $E(e_{t-2}\mu) = 0$ ，而 Y_{t-2} 仍然与 e_t 和 e_{t-1} 无关，所以 $Ee_t Y_{t-2} = 0$ ， $Ee_{t-1} Y_{t-2} = 0$ ，所以

$$\gamma_2 = 0.8\gamma_1 + 0.6\sigma_e^2$$

两边同时除以 $\gamma_0 = \text{Var}(Y_t)$ 可得

$$\rho_2 = 0.8\rho_1 + 0.6\sigma_e^2/\gamma_0$$

□

4.22 证明陈述“ $1 - \phi_1 x - \phi_2 x^2 - \dots - \phi_p x^p = 0$ 的根的绝对值大于 1”等价于陈述“ $x^p - \phi_1 x^{p-1} - \phi_2 x^{p-2} - \dots - \phi_p = 0$ 的根的绝对值小于 1”。(提示：如果 G 是一个方程的根，则 $1/G$ 是另一个方程的根。)

证明：

设 $1 - \phi_1 x - \phi_2 x^2 - \dots - \phi_p x^p = 0$ 为方程①， $x^p - \phi_1 x^{p-1} - \phi_2 x^{p-2} - \dots - \phi_p = 0$ 为方程②，若 G 是方程①的根，则代入可得

$$1 - \phi_1 G - \phi_2 G^2 - \phi_3 G^3 - \dots - \phi_p G^p = 0$$

将上式除以 G^p

$$\frac{1}{G^p} - \phi_1 \frac{1}{G} - \phi_2 \frac{1}{G^2} - \dots - \phi_p = 0$$

观察后可以发现，上式说明 $\frac{1}{G}$ 是方程②的根。

因此若 G 的绝对值大于 1，则 $\frac{1}{G}$ 的绝对值小于 1。所以方程①的根的绝对值大于 1 等价于方程②的根的绝对值小于 1。 □

其他 考虑时间序列： $Y_t = 0.2Y_{t-1} + 0.63Y_{t-2} + e_t + 1.2e_{t-1} + 0.35e_{t-2}$ ，其中 e_t 是方差为 σ_e^2 的白噪声过程

(a) 如果该模型可以简化, 请写出它的简化形式

解 :

$$\begin{aligned}
 Y_t - 0.2Y_{t-1} - 0.63Y_{t-2} &= e_t + 1.2e_{t-1} + 0.35e_{t-2} \\
 (1 - 0.2B - 0.63B^2)Y_t &= (1 + 1.2B + 0.35B^2)e_t \\
 (1 + 0.7B)(1 - 0.9B)Y_t &= (1 + 0.7B)(1 + 0.5B)e_t \\
 (1 - 0.9B)Y_t &= (1 + 0.5B)e_t \\
 Y_t - 0.9Y_{t-1} &= e_t + 0.5e_{t-1} \\
 Y_t &= 0.9Y_{t-1} + e_t + 0.5e_{t-1}
 \end{aligned}$$

即为简化形式。

□

(b) 这个过程可逆吗? 平稳吗?

解 :

观察 MA 部分的系数可以发现 $|\theta| < 1$, 所以可逆。

观察 AR 部分的系数可以发现 $|\phi| < 1$, 特征方程为 $1 - 0.9x = 0$, 解为 $x = \frac{1}{0.9}$, $|x| > 1$, 所以平稳。

□

(c) 如果平稳, 转换成 $MA(\infty)$ 形式 $Y_t = e_t + \sum_{j=1}^{\infty} \Psi_j e_{t-j}$ 。写出 Ψ_j 的前四项和一般形式。

解 :

$$\begin{aligned}
 Y_t &= 0.9Y_{t-1} + e_t + 0.5e_{t-1} \\
 &= 0.9(0.9Y_{t-2} + e_{t-1} + 0.5e_{t-2}) + e_t + 0.5e_{t-1} \\
 &= 0.81Y_{t-2} + 0.9e_{t-1} + 0.45e_{t-2} + e_t + 0.5e_{t-1} \\
 &= 0.81Y_{t-2} + e_t + 1.4e_{t-1} + 0.45e_{t-2} \\
 &= 0.81(0.9Y_{t-3} + e_{t-2} + 0.5e_{t-3}) + e_t + 1.4e_{t-1} + 0.45e_{t-2} \\
 &= \dots \\
 &= e_t + 1.4e_{t-1} + 1.26e_{t-2} + 1.134e_{t-3} + 1.0136e_{t-4} + 0.32405e_{t-5} + 0.58419Y_{t-5}
 \end{aligned}$$

□