第三次作业

辛柏嬴 2020111753 20 金统 2 班

2023-03-31

第一题

长度为 n = 100 的时间序列{Zt},已知 r1 = 0.615、r2 = 0.505、r3 = 0.364,样本均值 为 1.999,样本方差为 1.701。为该序列识别一个 AR(2) 模型,请计算模型参数的矩估计。

对分该 AR(2):

首先可求其后体矩:

$$E(2t) = \frac{\theta_0}{1 - \phi_1 - \phi_2} \quad - \quad 0$$

Yme- Walker Egn =

$$\begin{bmatrix} 1 & P_1 \\ P_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_1 \\ P_2 \end{bmatrix}$$

分别用样本矩对代色体矩进行矩估计:

$$\widehat{\mathbf{m}} = \frac{\widehat{\boldsymbol{\theta}}_0}{1 - \widehat{\boldsymbol{\phi}}_1 - \widehat{\boldsymbol{\phi}}_2} \implies \widehat{\boldsymbol{\theta}}_0 = \widehat{\mathbf{m}} \left(1 - \widehat{\boldsymbol{\phi}}_1 - \widehat{\boldsymbol{\phi}}_2 \right) = 0.6129$$

第二题

使用 R 软件模拟样本量为 n = 36 的零均值 MA(1) 序列,其中 $\theta = -0.6$,白噪声 at ~ N(0, 1),且模拟设定随机种子数为 1。

```
# Z_t = a_t + 0.6a_t-1 library(TSA)
set.seed(1)
offset <- 300
n <- 36
theta <- -0.6
at <- rnorm(n + offset)
Zt <- NULL
Zt[1] <- at[1] - theta * 0
for (i in 2:(n + offset)) {
        Zt[i] <- at[i] - theta * at[i - 1]
}
Zt <- Zt[(offset + 1):(offset + n)]
plot(Zt, type = "o", main = "", xlab = "t", ylab = expression(Z[t]))</pre>
```

(a) 求 θ 的矩估计;

```
ma1.mme <- function(x) {
    r = TSA::acf(x, plot = F)$acf[1]
    if (abs(r) < 0.5)
        return((-1 + sqrt(1 - 4 * r^2))/(2 * r)) else return(NA)
}
mme <- ma1.mme(Zt)
cat(paste("MME result:", mme, ""))
## MME result: -0.417855739742642</pre>
```

(b) 求 θ 的条件最小二乘估计,并且与(a) 中的结果进行比较;

```
arima(Zt, order = c(0, 0, 1), method = "CSS")$coef[1]
## ma1
## 0.5892244
```

由代码可知,条件最小二乘的计算结果是-0.5892,要明显优于矩估计。

(c) 求 θ 的极大似然估计,并且与(a) 和(b) 中的结果进行比较;

```
arima(Zt, order = c(0, 0, 1), method = "ML")$coef[1]
## ma1
## 0.7224018
```

由代码可知, MLE 的估计结果为-0.7224.因此矩估计的效果最差,误差最大,条件最小二乘的估计效果最好,误差最小。

(d) 设定随机种子数为 5,选取相同参数和样本量产生新的模拟序列,使用新的模拟序 列重复 (a)、(b) 和(c),并将两次模拟结果进行比较。

```
set.seed(5)
offset <- 300
n <- 36
theta <- -0.6
et <- rnorm(n + offset)
Yt <- NULL
Yt[1] <- et[1] - theta * 0
for (i in 2:(n + offset)) {
    Yt[i] <- et[i] - theta * et[i - 1]
}
Yt <- Yt[(offset + 1):(offset + n)]</pre>
mme <- ma1.mme(Yt)</pre>
print("MME result:")
mme
print("CSS result:")
arima(Yt, order = c(0, 0, 1), method = "CSS")
print("MLE result:")
arima(Yt, order = c(0, 0, 1), method = "ML")
## [1] "MME result:"
## [1] -0.4922402
## [1] "CSS result:"
##
## Call:
## arima(x = Yt, order = c(0, 0, 1), method = "CSS")
##
## Coefficients:
##
            ma1 intercept
         0.7102
##
                    0.0604
## s.e. 0.1221
                    0.2626
##
## sigma^2 estimated as 0.8707: part log likelihood = -48.59
## [1] "MLE result:"
##
## Call:
## arima(x = Yt, order = c(0, 0, 1), method = "ML")
##
## Coefficients:
##
            ma1 intercept
##
                    0.0031
         0.7661
## s.e. 0.1099
                    0.2633
##
## sigma^2 estimated as 0.8196: log likelihood = -47.94, aic = 101.89
```

由本次模拟可知(具体输出结果见上),矩估计的估计效果依然是最差的,MLE 和 CSS 的估计效果大致相似,其中 CSS 在本题中效果略好。此外,MLE 和 CSS 的估计结果由其 s.e.可知,真实值均落在其 95%置信区间内。

第三题

使用 R 软件模拟样本量为 n = 72 的零均值 ARMA(1,1) 序列,其中, ϕ = 0.7, θ = 0.4, 白噪声 at ~ N(0, 1),且模拟设定随机种子数为 1。

```
# Z_t=0.7Z_t-1 + a_t - 0.4a_t-1 library(TSA)
set.seed(1)
offset <- 300
n <- 72
theta <- 0.4
phi <- 0.7
at <- rnorm(n + offset)
Zt <- NULL
Zt[1] <- at[1] - theta * 0
for (i in 2:(n + offset)) {
        Zt[i] <- at[i] - theta * at[i - 1] + phi * Zt[i - 1]
}
Zt <- Zt[(offset + 1):(offset + n)]
plot(Zt, type = "o", main = "", xlab = "t", ylab = expression(Z[t]))</pre>
```

(a) 求 φ 和 θ 的矩估计;

MME 估计结果如上所示

(b) 求 ϕ 和 θ 的条件最小二乘估计,并且与(a) 中的结果进行比较;

```
arima(Zt, order = c(1, 0, 1), method = "CSS")
##
## Call:
## arima(x = Zt, order = c(1, 0, 1), method = "CSS")
##
## Coefficients:
```

```
## ar1 ma1 intercept
## 0.6145 -0.2544 0.0875
## s.e. 0.1911 0.2265 0.2287
##
## sigma^2 estimated as 0.9894: part log likelihood = -101.78
```

本次 CSS 的估计结果, ϕ_{hat} = 0.6145, θ_{hat} = 0.2544;与真实值 ϕ = 0.7, θ = 0.4 相比,MME 的估计效果此处要优于 CSS.

(c) 求 ϕ 和 θ 的极大似然估计,并且与(a) 和(b) 中的结果进行比较;

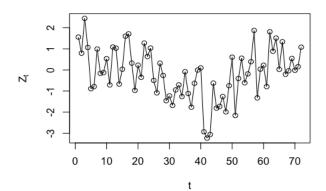
```
arima(Zt, order = c(1, 0, 1), method = "ML")
##
## Call:
## arima(x = Zt, order = c(1, 0, 1), method = "ML")
##
## Coefficients:
##
                     ma1 intercept
            ar1
##
         0.6194
                -0.2628
                             0.1279
## s.e. 0.1773
                  0.2074
                             0.2223
##
## sigma^2 estimated as 0.9822: log likelihood = -101.62, aic = 211.23
```

本次 MLE 的估计结果, $φ_hat = 0.6194$,θ = 0.2628;与真实值 φ = 0.7,θ = 0.4 相比,MME 的估计效果此处要优于 MLE, MLE 与 CSS 的估计效果近似相同.

(d) 设定随机种子数为 5,选取相同参数和样本量产生新的模拟序列,使用新的模拟序 列重复 (a)、(b) 和(c),并将两次模拟结果进行比较。

```
\# Z_{t=0.7Z_{t-1}} + a_{t-0.4a_{t-1}}  library(TSA)
set.seed(5)
offset <- 300
n <- 72
theta <- 0.4
phi <- 0.7
at <- rnorm(n + offset)
Zt <- NULL
Zt[1] <- at[1] - theta * 0</pre>
for (i in 2:(n + offset)) {
    Zt[i] \leftarrow at[i] - theta * at[i - 1] + phi * <math>Zt[i - 1]
Zt <- Zt[(offset + 1):(offset + n)]</pre>
plot(Zt, type = "o", main = "", xlab = "t", ylab = expression(Z[t]))
rho1 <- acf(Zt, plot = FALSE)$acf[2]
rho2 <- acf(Zt, plot = FALSE)$acf[3]</pre>
# phi MME:
phi_hat <- rho2/rho1</pre>
cat("phi's MME: ", phi_hat, "\n")
```

```
# solve the egn to get theta hat MME, note that only keep the reversable
# solution.
func <- function(theta) rho1 - (1 - theta * phi_hat) * (phi_hat - theta)/(1 - 2 *</pre>
    theta * phi_hat + theta * theta)
theta_hat \leftarrow uniroot(func, c(0, 1), tol = 1e-05)$root
cat("theta's MME:", theta_hat)
# CSS
arima(Zt, order = c(1, 0, 1), method = "CSS")
# MLE
arima(Zt, order = c(1, 0, 1), method = "ML")
## phi's MME: 0.661981
## theta's MME: 0.2837916
## Call:
## arima(x = Zt, order = c(1, 0, 1), method = "CSS")
##
## Coefficients:
##
                          intercept
            ar1
                     ma1
##
         0.8854
                 -0.6561
                             -0.3286
## s.e. 0.0728
                  0.1206
                              0.3734
##
## sigma^2 estimated as 1.025: part log likelihood = -103.07
##
## Call:
## arima(x = Zt, order = c(1, 0, 1), method = "ML")
##
## Coefficients:
##
            ar1
                     ma1
                           intercept
##
         0.9238
                              0.0319
                 -0.6833
                  0.1209
         0.0657
                              0.4688
## s.e.
##
## sigma^2 estimated as 1.045: log likelihood = -104.03, aic = 216.06
```



输出结果如上所示,从上至下依次为参数的 MME, CSS 与 MLE。在本次模拟中,MME 的估计效果依然优于 MLE 或 CSS, 但整体效果普遍差于第一次估计。

第四题

名为 robot 的数据文件中包含了一个来自工业机器人的时间序列。机器人需要完成一系列动作,并以英寸为单位记录与理想终点的距离,重复此过程 324 次得到该时间序列。

(a) 对 robot 序列建立 AR(1) 模型,并估计其参数;

```
library(TSA)
##
## Attaching package: 'TSA'
## The following objects are masked from 'package:stats':
##
##
       acf, arima
## The following object is masked from 'package:utils':
##
##
       tar
data("robot")
plot(robot, type = "o")
robot.ar <- arima(robot, order = c(1, 0, 0), method = "ML")</pre>
robot.ar
##
## Call:
## arima(x = robot, order = c(1, 0, 0), method = "ML")
##
## Coefficients:
##
            ar1 intercept
         0.3076
                    0.0015
##
                    0.0002
## s.e. 0.0528
##
## sigma^2 estimated as 6.482e-06: log likelihood = 1475.54, aic = -2947.08
```

通过建立 AR(1)模型并根据 ML 进行参数估计,估计结果:

$$\hat{\Phi} = 0.3085, s. e. (\hat{\Phi}) = 0.0529$$

 $\hat{\mu} = 0.0015, s. e. (\hat{\mu}) = 0.0002$

并且由上述估计结果可知,截距项与 phi 均在 5%的水平下显著不为零.

(b) 对 robot 序列建立 IMA(1,1) 模型,并估计其参数;

```
robot.ima <- arima(robot, order = c(0, 1, 1), method = "ML")
robot.ima</pre>
```

通过建立 IMA(1,1)模型并根据 ML 进行参数估计,估计结果:

$$\hat{\theta} = 0.8659$$
, s.e. $(\hat{\theta}) = 0.0362$

并且由上述估计结果可知, theta 均在 5%的水平下显著不为零.

(c) 应用 AIC 准则比较(a) 和(b) 的结果;

参考两次模型的输出结果, $aic_1 = -2947.08$, $aic_2 = -2959.9$,对比可知两模型的 AIC 较为接近,相对而言 IMA 模型略小,在该信息准则下表现效果略优于 AR 模型.

(d) 通过 Ljung-Box 检验,对 robot 序列拟合的 AR(1) 模型和 IMA(1,1) 模型进行诊断,并比较两个模型的诊断结果(设定最大滞后阶数为 12)。

```
Box.test(rstandard(robot.ar), lag = 6, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(robot.ar), lag = 12, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(robot.ar), lag = 18, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(robot.ima), lag = 6, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(robot.ima), lag = 12, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(robot.ima), lag = 18, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
##
    Box-Ljung test
##
##
## data: rstandard(robot.ar)
## X-squared = 26.894, df = 5, p-value = 5.983e-05
##
##
##
   Box-Ljung test
##
## data: rstandard(robot.ar)
## X-squared = 52.477, df = 11, p-value = 2.234e-07
##
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: rstandard(robot.ar)
## X-squared = 66.12, df = 17, p-value = 9.93e-08
```

```
##
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: rstandard(robot.ima)
## X-squared = 5.0925, df = 5, p-value = 0.4047
##
##
   Box-Ljung test
##
##
## data: rstandard(robot.ima)
## X-squared = 17.131, df = 11, p-value = 0.1041
##
##
   Box-Ljung test
##
##
## data: rstandard(robot.ima)
## X-squared = 21.386, df = 17, p-value = 0.2095
```

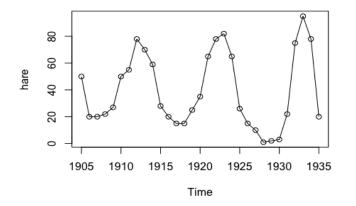
根据上述输出内容可知,AR(1)的 Ljung—Box 检验在 5%的水平下需要拒绝原假设,说明拟合效果较差; IMA(1)的 Ljung-Box 检验结果 p 值均大于 10%,且大多数保证了在 20%水平之上,可以认为拟合效果比较充分。

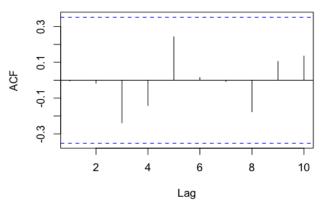
第五题

对文件名为 hare 的序列建立 AR(3)模型,并运用极大似然估计方法拟合模型。

(a) 绘制残差序列的样本 ACF 图(设定最大滞后阶数为 10),并评述残差序列的相关性;

```
# library(TSA)
data("hare")
plot(hare, type = "o")
hare.ar3 <- arima(hare, order = c(3, 0, 0), method = "ML")
print("AR(3) MLE Model:")
hare.ar3
hare.ar3.resid <- hare.ar3$residuals
acf(hare.ar3.resid, lag.max = 10, main = "")
## [1] "AR(3) MLE Model:"
##
## Call:
## arima(x = hare, order = c(3, 0, 0), method = "ML")
##
## Coefficients:
##
            ar1
                     ar2
                              ar3 intercept
##
         1.0956 -0.4321
                          -0.2778
                                     38.0404
## s.e. 0.1884
                  0.2846
                           0.1951
                                      3.8842
##
## sigma^2 estimated as 164.5: log likelihood = -124.6, aic = 257.21
```





模型拟合结果如上所示。残差序列样本 ACF 图如上图所示。由于前 10 阶的 ACf 均落在区间范围内,故其相关性统计意义上不显著,可以认为残差近似不相关。

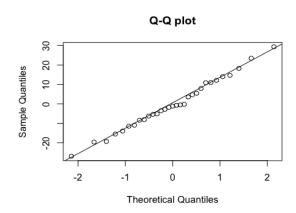
(b) 设定 Ljung-Box 检验的最大滞后阶数为 9, 计算 Ljung-Box 统计量,并给出检验结论;

```
Box.test(rstandard(hare.ar3), lag = 3, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(hare.ar3), lag = 6, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
Box.test(rstandard(hare.ar3), lag = 9, type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: rstandard(hare.ar3)
  X-squared = 2.0847, df = 2, p-value = 0.3526
##
##
    Box-Ljung test
##
##
## data: rstandard(hare.ar3)
## X-squared = 5.1681, df = 5, p-value = 0.3957
##
##
    Box-Ljung test
##
##
## data: rstandard(hare.ar3)
## X-squared = 7.0685, df = 8, p-value = 0.5293
```

Ljung-Box 的检验结果如上图所示,由统计量可知其 p 值均显著大于 20%,无法拒绝原假设,说明模型拟合充分。

(c) 展示残差的正态 Q-Q 图,并对图形进行评论;

qqnorm(hare.ar3\$residuals, main = "Q-Q plot")
qqline(hare.ar3\$residuals)



由该 Q-Q 图可知大多数数据都落在基准线上,整体散点可以近似认为排列成一条直线,说明残差数据的正态性较好。

(d) 请用 Shapiro-Wilk 检验考察残差序列的正态性。

shapiro.test(hare.ar3\$residuals)

##

Shapiro-Wilk normality test

##

data: hare.ar3\$residuals

W = 0.99068, p-value = 0.9932

该检验的输出结果如上所示,其 p 值显著大于 5%,说明无法拒绝原假设,即可以认为残差序列是服从正态分布的。

第六题

假定某公司的年销售额(单位:百万美元)符合 AR(2) 模型 Zt = 5 + 1.1Zt - 1 - 0.5Zt - 2 + at, i.i.d. 其中, $at \sim N(0, 2)$.

- (a) 如果 2005 年、2006 年和 2007 年的销售额分别是 9、11 和 10(百万美元), 预测 2008 年 和 2009 年的销售额;
- (b) 证明该模型的 MA 展式中对应 ψ1 = 1.1;
- (c) 计算问题 (a) 中 2008 年的 95% 预测区间;
- (d) 如果 2008 年的销售额为 1200 万美元, 更新对 2009 年的预测。

6.

(a)
$$\geq 2005 = 9$$
. $\geq 2006 = 11$. $\geq 2007 = 10$.

$$\hat{\geq}_{7007}(1) = E(2008 | 2006, 2001, 2007) \triangleq E(5+1,12007 - 0.52006 + 0.2008 | F)$$

$$= 6+1/1 \times 10 - 0.5 \times 11 = 10.5$$

$$\hat{\geq}_{7007}(1) \triangleq E(2008 | F) = E(5+1,12008 - 0.57007 + 0.2009 | F)$$

M+ 40 ac+ 4, ac++ = 5+1, m+ 1.1 40 ac++ 1.1 4, ac++ -054-0540 ac++ + at

第七题

考虑模型: $Zt = \beta 0 + \beta 1t + Xt$, 其中, $Xt = \phi Xt - 1 + at$,at ~WN(0,σa2). 假定 β0,β1 和 φ 已知,求证:前置 l 期的最 小均方误差预测是 $Z^*t(I) = \beta 0 + \beta 1(t+I) + \phi I$ ($Zt - \beta 0 - \beta 1t$).

pf. 用引硬, 对于YTOFFXXII hCXX, X= XL···· Xn, MJE=ELY (XI,···· Xn)

奴只需证 β+β,(++l)+φ+(2t-βo-βit)是 Z+1 c w 新期望.

E LBtra | Xt, Xt, , ..., X) = E(Bo+ B)(t+ B) + Xtre | Fb)

= E(Bo+ Bi(t+l) + \$ Xtel-1 + acte | Ft)

= E (Bo+ B1 (++1)+ 02x++2+ 4 a+2-1 + a+e | Fo)

= ... = E(Bo+ BICE+1)+ pl Xx+1-1+ p (ax+ ...+ axx1-1)+ ax+e | Ft)

= $\beta_0 + \beta_1 (t+1) + \phi^1 X_t = \beta_0 + \beta_1 (t+1) + \phi^1 (Z_t - \beta_0 - \beta_1 t)$.

Q.E.D.