# 时间序列分析(TIME SERIES ANALYSIS)

主讲: 吴尚

复旦大学管理学院统计与数据科学系

### 时间序列模型

- $\blacksquare$  MA(q), AR(p), ARMA(p, q)
- 差分算子
- 非平稳时间序列ARIMA(p, d, q)模型

# 非平稳时间序列的例子

■  $Y_t = M_t + X_t$ ,  $M_t$ 均值不为常数,  $X_t$ 平稳

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t, |\phi| \ge 1$$

 $Y_t = M_t + e_t, M_t = M_{t-1} + \varepsilon_t, \{e_t\}$ 和 $\{\varepsilon_t\}$ 为独立白噪声

■ 如何将上述序列平稳化?

#### 差分算子

- 一阶差分,  $\nabla Y_t = Y_t Y_{t-1}$
- s步差分,  $\nabla_s Y_t = Y_t Y_{t-s}$

#### 二阶差分例子

- $\{e_t\}$ 和 $\{\varepsilon_t\}$ 为独立白噪声
- 如何通过差分将Yt变成平稳过程,是什么模型?

# ARIMA(p, d, q)模型

- 如果一个时间序列 $\{Y_t\}$ 的d阶差分 $W_t = \nabla^d Y_t$ 是一个平稳的 ARMA(p,q)过程,则称 $\{Y_t\}$ 为**自回归滑动平均求和**模型,记 为ARIMA(p,d,q)模型,通常取d=1或2.
- 可简写为 $\Phi(B)\nabla^d Y_t = \Theta(B)e_t$
- 且 $\Phi(x) = 0$ 的根都在单位圆外。
- 学会识别给定模型的具体参数(多项式分解)

# ARIMA(p, d, q)模型族

$$=$$
 d=0

$$ARIMA(p, d, q) = ARMA(p, q)$$

$$ARIMA(p, d, q) = IMA(d, q)$$

$$= q=0$$

$$ARIMA(p, d, q) = ARI(p, d)$$

$$\blacksquare$$
 d=1, p=q=0

# ARIMA(p, d, q)的求和形式

- 以随机游动 $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ 为例
- $Y_t = e_t + e_{t-1} + e_{t-2} + e_{t-3} + \cdots$
- 该方差趋于无穷,所以我们不妨假设当t < -m时, $Y_t = 0$
- 可得ARIMA(p, 1, q)模型 $Y_t = Y_{t-1} + W_t$ 的求和形式 $Y_t = \sum_{j=-m}^t W_j$
- 类似的,如果 $X_t = X_{t-1} + Y_t$ ,当t < -m时, $X_t = 0$
- 则  $X_t = \sum_{j=-m}^t Y_j = \sum_{j=-m}^t \sum_{i=-m}^j W_i = \sum_{j=0}^{t+m} (j+1)W_{t-j}$  为 ARIMA(p, 2, q)模型的求和形式
- 该求和形式可用于研究ARIMA模型的自协方差和自相关系数特征

# IMA(1, 1)模型

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t - \theta e_{t-1}$$

$$Y_t = \sum_{j=-m}^t (e_j - \theta e_{j-1}) = e_t + (1 - \theta)e_{t-1} + \dots + (1 - \theta)e_{-m} - \theta e_{-m-1}$$

■ 对于多个滞后期数k, Y<sub>t</sub>和Y<sub>t-k</sub>高度正相关

### IMA(2, 2)模型

- $Y_t = 2Y_{t-1} Y_{t-2} + e_t \theta_1 e_{t-1} \theta_2 e_{t-2}$
- $Y_t = \sum_{j=0}^{t+m} (j+1) W_{t-j} = \sum_{j=0}^{t+m} (j+1) (e_{t-j} \theta_1 e_{t-j-1} \theta_2 e_{t-j-2}) = \sum_{j=0}^{t+m+2} \psi_j e_{t-j}$

- $Var(Y_t) = \sigma_e^2 \sum_{j=0}^{t+m+2} \psi_j^2 \approx \sigma_e^2 \sum_{j=1}^{t+m} (1 \theta_1 \theta_2)^2 j^2 \approx R(t+m)^3$
- 其中 $R = \sigma_e^2 (1 \theta_1 \theta_2)^2 / 3$ , 注意
- $\gamma_{t,t-k} = \sigma_e^2 \sum_{j=0}^{t+m+2-k} \psi_j \psi_{j+k}$   $\approx \sigma_e^2 \sum_{j=1}^{t+m-k} (1 \theta_1 \theta_2)^2 j(j+k) \approx R(t+m-k)^2 \left(t+m+\frac{k}{2}\right) >$   $R(t+m-k)^2 (t+m)$
- $Y_t$  和  $Y_{t-k}$  高度正相关,且自相关系数比IMA(1,1)同期更大

# ARI(1, 1)模型

$$Y_t = Y_{t-1} + W_t$$
,  $W_t = \phi W_{t-1} + e_t$ 

$$(1) Y_t = (1 + \phi)Y_{t-1} - \phi Y_{t-2} + e_t$$

■ 通项 为
$$\psi_k = 1 + \phi + \phi^2 + \dots + \phi^k = \frac{1 - \phi^{k+1}}{1 - \phi}, \quad \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k^2 = \infty$$

$$Y_t = e_t + (1+\phi)e_{t-1} + (1+\phi+\phi^2)e_{t-2} + \dots + \frac{1-\phi^{t+m-1}}{1-\phi} \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k e_{-m-k}$$

■ 拓展: 求解  $Var(Y_t)$ ,  $\gamma_{t,t-k}$ ,  $\rho_{t,t-k}$ 

#### 差分消除多项式趋势

- $Y_t = \mu_t + X_t, \ \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + \dots + \mu_{d-1} t^{d-1}$
- 所以消去 $\nabla^d$ 的同时要加上d-1次多项式
- 小心过度差分,例如真实模型为 $Y_t = t + X_t$ , $X_t$ 平稳,则两次差分后 $\nabla^2 Y_t = \nabla^2 X_t$ ,然而 $\nabla^2 X_t$ 并非可逆模型。这种情况不应该差分,而应该直接去除趋势项
- 思考: 比较模型 $Y_t = a + bt + e_t \pi \nabla^2 Y_t = e_t$

#### ARIMA模型中的常数项

- 减去 $W_t$ 的均值  $\mu = \frac{\theta_0}{\Phi(1)} = \frac{\theta_0}{1 \phi_1 \phi_2 \dots \phi_p}$ 后变成零均值模型。
- 由于Φ(B)∇<sup>d</sup> $\frac{t^d}{d!}$ μ = θ<sub>0</sub>,  $\diamondsuit X_t = Y_t \frac{t^d}{d!}$ μ, 则 Φ(B)∇<sup>d</sup> $X_t = \Theta(B)e_t$ , 注意这里 $X_t$ 仍然可以有多项式 趋势
- 例:  $(1-0.5B)\nabla Y_t = 1 + e_t 0.5e_{t-1}$
- 思考:  $\nabla^2 Y_t = 6t + e_t$

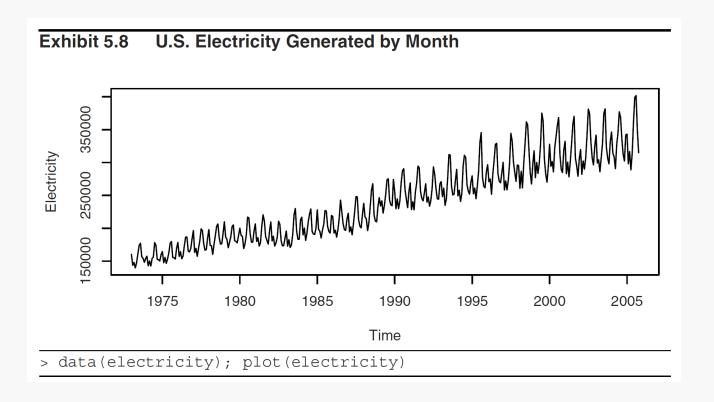
### 其它消除不平稳性的变换

- (1) 对数变换: 设 $Y_t > 0$ ,  $E(Y_t) = \mu_t$ ,  $\sqrt{Var(Y_t)} = \mu_t \sigma$
- 两边同时求期望和方差可得
- $E[\log Y_t] \approx \log \mu_t$ ,  $Var[\log Y_t] \approx \sigma^2$
- (2) 对数差分变换: 设 $Y_t = (1 + X_t)Y_{t-1}$ , 则
- 这里 $\nabla[\log Y_t]$ 通常称为对数收益率,近似 $X_t = \frac{Y_t Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$

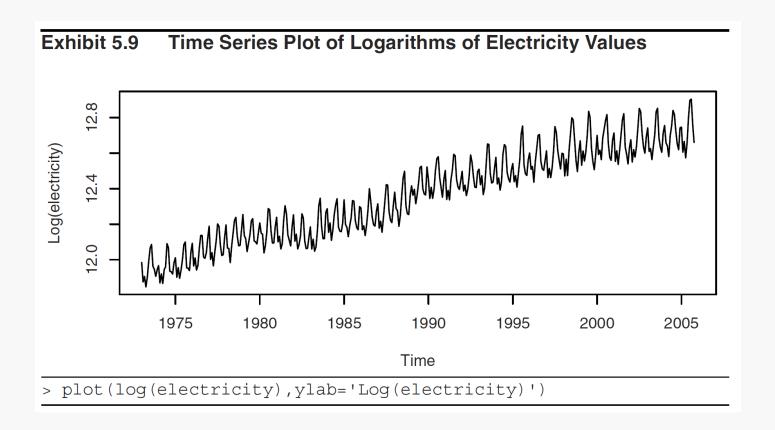
#### 回顾R语言

- 阅读教材附录1: R入门
- 安装R, Rstudio
- 运行 install.packages("TSA"),每台电脑只需一次
- 每次写程序时,一开始要加上 library(TSA)
- 如果出错,可以卸载后尝试用其他版本的R,如 3.6版本等

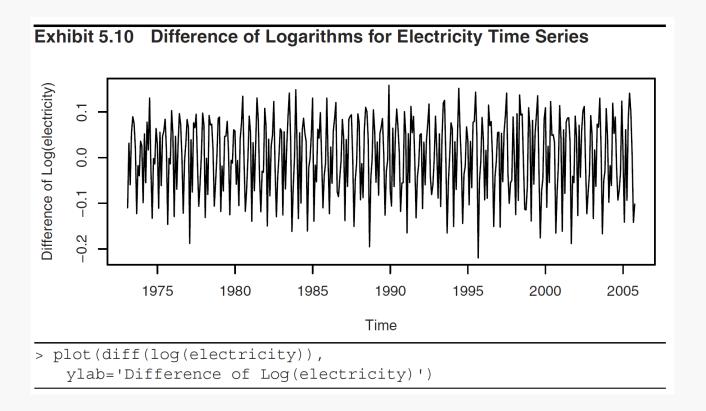
#### 例:美国月度发电量



### 例:美国月度发电量



### 例:美国月度发电量

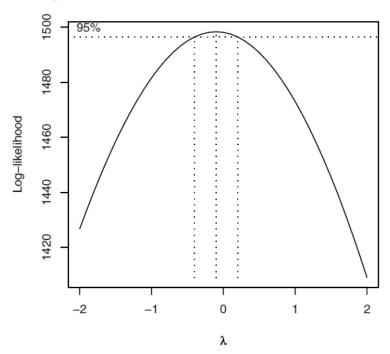


### 幂变换

给定参数λ的值,幂变换 (Box-Cox变换)定义为

$$g(x) = \begin{cases} \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log x & \lambda = 0 \end{cases}$$

Exhibit 5.11 Log-likelihood versus Lambda



> BoxCox.ar(electricity)