

应用时间序列分析 课程介绍

主讲老师：席瑞斌

本课件基于李东风老师课件修改

2017年秋季学期

AR(p)序列的自协方差

- ▶ 因为AR(p)的平稳解为

$$X_t = A^{-1}(\mathcal{B})\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

由线性平稳列性质知 $\{X_t\}$ 为零均值，自协方差函数为

$$\gamma_k = E(X_{t+k}X_t) = \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \psi_{j+k}, \quad k = 0, 1, \dots \quad (3.1)$$

AR(ρ)序列的自协方差II

- ▶ 设 $1 < \rho < \min\{|z_j|\}$ ，则 $\psi_j = o(\rho^{-j})$ ，有

$$\begin{aligned} |\gamma_k| &\leq \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| \cdot |\psi_{j+k}| \leq \sigma^2 \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j|^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_{j+k}|^2 \right)^{1/2} \\ &\leq c_0 \left(\sum_{j=k}^{\infty} \rho^{-2j} \right)^{1/2} \leq c_1 \rho^{-k} \end{aligned} \quad (3.2)$$

即 $\{\gamma_k\}$ 负指数衰减。

- ▶ $\{X_t\}$ 序列前后的相关减少很快，称为时间序列的短记忆性。
- ▶ 特征根离单位圆越远 $\{\gamma_k\}$ 衰减越快。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(ρ)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(ρ)序列的谱密度

Yule-Walker方程

自协方差函数的周期性

自协方差函数的正定性

时间序列的可完全预测性

AR(ρ)序列的自协方差II

- ▶ 设 $1 < \rho < \min\{|z_j|\}$, 则 $\psi_j = o(\rho^{-j})$, 有

$$\begin{aligned} |\gamma_k| &\leq \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| \cdot |\psi_{j+k}| \leq \sigma^2 \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j|^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_{j+k}|^2 \right)^{1/2} \\ &\leq c_0 \left(\sum_{j=k}^{\infty} \rho^{-2j} \right)^{1/2} \leq c_1 \rho^{-k} \end{aligned} \quad (3.2)$$

即 $\{\gamma_k\}$ 负指数衰减。

- ▶ $\{X_t\}$ 序列前后的相关减少很快, 称为时间序列的**短记忆性**。
- ▶ 特征根离单位圆越远 $\{\gamma_k\}$ 衰减越快。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(ρ)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(ρ)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

AR(ρ)序列的自协方差II

- ▶ 设 $1 < \rho < \min\{|z_j|\}$, 则 $\psi_j = o(\rho^{-j})$, 有

$$\begin{aligned} |\gamma_k| &\leq \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| \cdot |\psi_{j+k}| \leq \sigma^2 \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j|^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_{j+k}|^2 \right)^{1/2} \\ &\leq c_0 \left(\sum_{j=k}^{\infty} \rho^{-2j} \right)^{1/2} \leq c_1 \rho^{-k} \end{aligned} \quad (3.2)$$

即 $\{\gamma_k\}$ 负指数衰减。

- ▶ $\{X_t\}$ 序列前后的相关减少很快, 称为时间序列的**短记忆性**。
- ▶ 特征根离单位圆越远 $\{\gamma_k\}$ 衰减越快。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(ρ)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(ρ)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

AR(p)的谱密度

- ▶ 由线性平稳列的谱密度公式得平稳解的谱密度

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j e^{ij\lambda} \right|^2$$

- ▶ 而 $\sum \psi_j z^j = 1/A(z)$ 所以

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|A(e^{i\lambda})|^2} \quad (3.3)$$

- ▶ $f(\lambda)$ 是一个恒正的偶函数。
- ▶ 如果 $A(z)$ 有靠近单位圆的根 $\rho_j e^{i\lambda_j}$ 则 $|A(e^{i\lambda_j})|$ 会接近零，造成谱密度在 $\lambda = \lambda_j$ 处有一个峰值。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

AR(p)的谱密度

- ▶ 由线性平稳列的谱密度公式得平稳解的谱密度

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j e^{ij\lambda} \right|^2$$

- ▶ 而 $\sum \psi_j z^j = 1/A(z)$ 所以

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|A(e^{i\lambda})|^2} \quad (3.3)$$

- ▶ $f(\lambda)$ 是一个恒正的偶函数。
- ▶ 如果 $A(z)$ 有靠近单位圆的根 $\rho_j e^{i\lambda_j}$ 则 $|A(e^{i\lambda})|$ 会接近零，造成谱密度在 $\lambda = \lambda_j$ 处有一个峰值。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

AR(p)的谱密度

- ▶ 由线性平稳列的谱密度公式得平稳解的谱密度

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j e^{ij\lambda} \right|^2$$

- ▶ 而 $\sum \psi_j z^j = 1/A(z)$ 所以

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|A(e^{i\lambda})|^2} \quad (3.3)$$

- ▶ $f(\lambda)$ 是一个恒正的偶函数。
- ▶ 如果 $A(z)$ 有靠近单位圆的根 $\rho_j e^{i\lambda_j}$ 则 $|A(e^{i\lambda})|$ 会接近零，造成谱密度在 $\lambda = \lambda_j$ 处有一个峰值。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

AR(p)的谱密度

- ▶ 由线性平稳列的谱密度公式得平稳解的谱密度

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j e^{ij\lambda} \right|^2$$

- ▶ 而 $\sum \psi_j z^j = 1/A(z)$ 所以

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|A(e^{i\lambda})|^2} \quad (3.3)$$

- ▶ $f(\lambda)$ 是一个恒正的偶函数。
- ▶ 如果 $A(z)$ 有靠近单位圆的根 $\rho_j e^{i\lambda_j}$ 则 $|A(e^{i\lambda_j})|$ 会接近零，造成谱密度在 $\lambda = \lambda_j$ 处有一个峰值。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

谱密度的自协方差函数反演公式

- ▶ 谱密度的定义是满足

$$\gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda} f(\lambda) d\lambda$$

的非负可积函数。上式是一个Fourier级数系数的公式(差一个常数)。

- ▶ 在 $\{\gamma_k\}$ 满足一定条件下 $f(\lambda)$ 必存在且可表成 $\{\gamma_k\}$ 的Fourier级数。
- ▶ **定理3.1** 如果平稳序列 $\{X_t\}$ 的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 绝对可和: $\sum |\gamma_k| < \infty$, 则 $\{X_t\}$ 有谱密度

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{-ik\lambda}. \quad (3.4)$$

由于谱密度是实值函数, 所以(3.4)还可以写成

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) \right].$$

谱密度的自协方差函数反演公式

- ▶ 谱密度的定义是满足

$$\gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda} f(\lambda) d\lambda$$

的非负可积函数。上式是一个Fourier级数系数的公式(差一个常数)。

- ▶ 在 $\{\gamma_k\}$ 满足一定条件下 $f(\lambda)$ 必存在且可表成 $\{\gamma_k\}$ 的Fourier级数。
- ▶ **定理3.1** 如果平稳序列 $\{X_t\}$ 的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 绝对可和: $\sum |\gamma_k| < \infty$, 则 $\{X_t\}$ 有谱密度

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{-ik\lambda}. \quad (3.4)$$

由于谱密度是实值函数, 所以(3.4)还可以写成

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) \right].$$

谱密度的自协方差函数反演公式

- ▶ 谱密度的定义是满足

$$\gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} e^{ik\lambda} f(\lambda) d\lambda$$

的非负可积函数。上式是一个Fourier级数系数的公式(差一个常数)。

- ▶ 在 $\{\gamma_k\}$ 满足一定条件下 $f(\lambda)$ 必存在且可表成 $\{\gamma_k\}$ 的Fourier级数。
- ▶ **定理3.1** 如果平稳序列 $\{X_t\}$ 的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 绝对可和: $\sum |\gamma_k| < \infty$, 则 $\{X_t\}$ 有谱密度

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{-ik\lambda}. \quad (3.4)$$

由于谱密度是实值函数, 所以(3.4)还可以写成

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k \cos(k\lambda) \right].$$

定理3.1证明

证明： 因为 $\{\gamma_k\}$ 绝对可和所以(3.4)右边绝对一致收敛， $f(\lambda)$ 连续。于是积分与级数可交换：

$$\int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda) e^{ij\lambda} d\lambda = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i(k-j)\lambda} d\lambda = \gamma_j.$$

定理3.1证明II

还要验证 $f(\lambda)$ 非负。若 X_1, \dots, X_N 为 $\{X_t\}$ 的观测值，

$$I_N(\lambda) = \frac{1}{2\pi N} \left| \sum_{j=1}^N X_j e^{ij\lambda} \right|^2, \quad \lambda \in [-\pi, \pi]$$

称为 X_1, \dots, X_N 的周期图。

定理3.1证明III

令 $f_N(\lambda) = E I_N(\lambda)$, 则 $f_N(\lambda) \geq 0$, 于是

$$\begin{aligned}
 0 \leq f_N(\lambda) &= \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{k-j} e^{-i(k-j)\lambda} \\
 &= \frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} (N - |m|) \gamma_m e^{-im\lambda} \quad (*) \\
 &= \frac{1}{2\pi} \sum_{m=1-N}^{N-1} \gamma_m e^{-im\lambda} - \frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} |m| \gamma_m e^{-im\lambda}.
 \end{aligned}$$

由Kronecker引理知后一项趋于0, 于是

$$f(\lambda) = \lim_{N \rightarrow \infty} f_N(\lambda) \geq 0.$$

附注：(*)式的二重求和的简化

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{k-j} e^{-i(k-j)\lambda} \\ &= \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{m=k-N}^{k-1} \gamma_m e^{-im\lambda} \quad (\text{令 } m = k - j) \end{aligned}$$

- ▶ 交换 m 与 k 的求和次序。因为关于 m 的条件为

$$k - N \leq m \leq k - 1$$

所以 $k \leq m + N$, $k \geq m + 1$, 求和变为

$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} \sum_{k=\max(m+1,1)}^{\min(m+N,N)} \gamma_m e^{-im\lambda}$$

附注：(*)式的二重求和的简化



$$\begin{aligned} & \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{k-j} e^{-i(k-j)\lambda} \\ &= \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{m=k-N}^{k-1} \gamma_m e^{-im\lambda} \quad (\text{令 } m = k - j) \end{aligned}$$

- ▶ 交换 m 与 k 的求和次序。因为关于 m 的条件为

$$k - N \leq m \leq k - 1$$

所以 $k \leq m + N$, $k \geq m + 1$, 求和变为



$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} \sum_{k=\max(m+1,1)}^{k=\min(m+N,N)} \gamma_m e^{-im\lambda}$$

附注：(*)式的二重求和的简化



$$\begin{aligned} & \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{k-j} e^{-i(k-j)\lambda} \\ &= \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \sum_{m=k-N}^{k-1} \gamma_m e^{-im\lambda} \quad (\text{令 } m = k - j) \end{aligned}$$

- ▶ 交换 m 与 k 的求和次序。因为关于 m 的条件为

$$k - N \leq m \leq k - 1$$

所以 $k \leq m + N$, $k \geq m + 1$, 求和变为



$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} \sum_{k=\max(m+1,1)}^{\min(m+N,N)} \gamma_m e^{-im\lambda}$$

$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} \sum_{k=\max(m+1,1)}^{k=\min(m+N,N)} \gamma_m e^{-im\lambda}$$

- ▶ 因为 $m \geq 0$ 时 k 的求和
从 $m+1$ 到 N 有 $N-m$ 项， $m < 0$ 时 k 的求和
从1到 $m+N = N-|m|$ 有 $N-|m|$ 项，所以求和变为

$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} (N-|m|) \gamma_m e^{-im\lambda}$$

$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} \sum_{k=\max(m+1,1)}^{\min(m+N,N)} \gamma_m e^{-im\lambda}$$

- ▶ 因为 $m \geq 0$ 时 k 的求和
从 $m+1$ 到 N 有 $N-m$ 项, $m < 0$ 时 k 的求和
从 1 到 $m+N = N-|m|$ 有 $N-|m|$ 项, 所以求和变为

$$\frac{1}{2\pi N} \sum_{m=1-N}^{N-1} (N-|m|) \gamma_m e^{-im\lambda}$$

AR(p)谱密度的自协方差函数表示

应用时间序列分析
课程介绍

主讲老师：席瑞斌

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

推论3.2 AR(p)的平稳解序列 $\{X_t\}$ 有谱密度

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{-ik\lambda} = \frac{\sigma^2}{2\pi} \frac{1}{|A(e^{i\lambda})|^2}.$$

白噪声列与平稳解的关系

- ▶ $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 的平稳解为

$$X_t = A^{-1}(\mathcal{B})\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

- ▶ 对 $k \geq 1$ 由控制收敛定理得

$$E(X_t \varepsilon_{t+k}) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j E(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t+k}) = 0$$

即 X_t 与未来的输入不相关。

- ▶ 如果 $\{\varepsilon_t\}$ 是独立白噪声则 X_t 与未来的输入独立。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p) 序列的谱密度
和 Yule-Walker 方程

AR(p) 序列的谱密度
Yule-Walker 方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

白噪声列与平稳解的关系

- ▶ $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 的平稳解为

$$X_t = A^{-1}(\mathcal{B})\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

- ▶ 对 $k \geq 1$ 由控制收敛定理得

$$E(X_t \varepsilon_{t+k}) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j E(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t+k}) = 0$$

即 X_t 与未来的输入不相关。

- ▶ 如果 $\{\varepsilon_t\}$ 是独立白噪声则 X_t 与未来的输入独立。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度
和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度

Yule-Walker方程

自协方差函数的周期性

自协方差函数的正定性

时间序列的可完全预测性

白噪声列与平稳解的关系

- ▶ $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 的平稳解为

$$X_t = A^{-1}(\mathcal{B})\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

- ▶ 对 $k \geq 1$ 由控制收敛定理得

$$E(X_t \varepsilon_{t+k}) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j E(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t+k}) = 0$$

即 X_t 与未来的输入不相关。

- ▶ 如果 $\{\varepsilon_t\}$ 是独立白噪声则 X_t 与未来的输入独立。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度
和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

Yule-Walker方程

- ▶ 对 $n \geq p$, 把 $X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+n-1}$ 的递推式写成矩阵形式得

$$\begin{pmatrix} X_t \\ X_{t+1} \\ \vdots \\ X_{t+n-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{t-1} & X_{t-2} & \dots & X_{t-n} \\ X_t & X_{t-1} & \dots & X_{t+1-n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ X_{t+n-2} & X_{t+n-3} & \dots & X_{t-1} \end{pmatrix} \mathbf{a}_n + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t+1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t+n-1} \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

- ▶ 其中

$$\mathbf{a}_n = (a_{n,1}, a_{n,2}, \dots, a_{n,n})^T \triangleq (a_1, a_2, \dots, a_p, 0, \dots, 0)^T$$

Yule-Walker方程

- ▶ 对 $n \geq p$, 把 $X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+n-1}$ 的递推式写成矩阵形式得

$$\begin{pmatrix} X_t \\ X_{t+1} \\ \vdots \\ X_{t+n-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{t-1} & X_{t-2} & \dots & X_{t-n} \\ X_t & X_{t-1} & \dots & X_{t+1-n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ X_{t+n-2} & X_{t+n-3} & \dots & X_{t-1} \end{pmatrix} \mathbf{a}_n + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t+1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t+n-1} \end{pmatrix}, \quad (3.6)$$

- ▶ 其中

$$\mathbf{a}_n = (a_{n,1}, a_{n,2}, \dots, a_{n,n})^T \triangleq (a_1, a_2, \dots, a_p, 0, \dots, 0)^T$$

Yule-Walker方程

- 对 $n \geq p$, 把 $X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+n-1}$ 的递推式写成矩阵形式得

$$\begin{pmatrix} X_t \\ X_{t+1} \\ \vdots \\ X_{t+n-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{t-1} & X_{t-2} & \dots & X_{t-n} \\ X_t & X_{t-1} & \dots & X_{t+1-n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ X_{t+n-2} & X_{t+n-3} & \dots & X_{t-1} \end{pmatrix} \mathbf{a}_n + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_{t+1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t+n-1} \end{pmatrix}, \quad (3.6)$$

- 其中

$$\mathbf{a}_n = (a_{n,1}, a_{n,2}, \dots, a_{n,n})^T \triangleq (a_1, a_2, \dots, a_p, 0, \dots, 0)^T$$

- ▶ 定义 $\{X_t\}$ 的自协方差矩阵

$$\Gamma_n = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \cdots & \gamma_{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & \cdots & \gamma_0 \end{pmatrix} \quad \text{和} \quad \boldsymbol{\gamma}_n = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_n \end{pmatrix}, \quad (3.8)$$

- ▶ 在(3.6)两边同时乘上 X_{t-1} 后取数学期望, 利用 X_t 与未来输入的不相关性有

$$\gamma_n = \Gamma_n \mathbf{a}_n, \quad n \geq p. \quad (*)$$

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度
和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

- ▶ 定义 $\{X_t\}$ 的自协方差矩阵

$$\Gamma_n = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_{n-1} \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \cdots & \gamma_{n-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{n-1} & \gamma_{n-2} & \cdots & \gamma_0 \end{pmatrix} \quad \text{和} \quad \boldsymbol{\gamma}_n = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_n \end{pmatrix}, \quad (3.8)$$

- ▶ 在(3.6)两边同时乘上 X_{t-1} 后取数学期望, 利用 X_t 与未来输入的不相关性有

$$\boldsymbol{\gamma}_n = \Gamma_n \mathbf{a}_n, \quad n \geq p. \quad (*)$$

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

Yule-Walker方程III

- ▶ 对 $n \geq p$ 由(*)最后一行可得

$$\gamma_n = a_1\gamma_{n-1} + a_2\gamma_{n-2} + \cdots + a_p\gamma_{n-p}, \quad n \geq p$$

- ▶ 对(*)考虑 $n = p$, 有

$$\begin{cases} \gamma_1 = a_1\gamma_{1-1} + a_2\gamma_{1-2} + \cdots + a_p\gamma_{1-p} \\ \gamma_2 = a_1\gamma_{2-1} + a_2\gamma_{2-2} + \cdots + a_p\gamma_{2-p} \\ \dots\dots\dots \\ \gamma_p = a_1\gamma_{p-1} + a_2\gamma_{p-2} + \cdots + a_p\gamma_{p-p} \end{cases}$$

即

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k = 1, 2, \dots, p$$

- ▶ 总之有

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k \geq 1$$

自协方差列 $\{\gamma_k\}$ 在 $k \geq 1$ 时满足AR(p)模型的齐次差分方程

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

Yule-Walker方程III

- ▶ 对 $n \geq p$ 由(*)最后一行可得

$$\gamma_n = a_1\gamma_{n-1} + a_2\gamma_{n-2} + \cdots + a_p\gamma_{n-p}, \quad n \geq p$$

- ▶ 对(*)考虑 $n = p$, 有

$$\begin{cases} \gamma_1 = a_1\gamma_{1-1} + a_2\gamma_{1-2} + \cdots + a_p\gamma_{1-p} \\ \gamma_2 = a_1\gamma_{2-1} + a_2\gamma_{2-2} + \cdots + a_p\gamma_{2-p} \\ \dots\dots\dots \\ \gamma_p = a_1\gamma_{p-1} + a_2\gamma_{p-2} + \cdots + a_p\gamma_{p-p} \end{cases}$$

即

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k = 1, 2, \dots, p$$

- ▶ 总之有

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k \geq 1$$

自协方差列 $\{\gamma_k\}$ 在 $k \geq 1$ 时满足AR(p)模型的齐次差分方程

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

Yule-Walker方程III

- ▶ 对 $n \geq p$ 由(*)最后一行可得

$$\gamma_n = a_1\gamma_{n-1} + a_2\gamma_{n-2} + \cdots + a_p\gamma_{n-p}, \quad n \geq p$$

- ▶ 对(*)考虑 $n = p$, 有

$$\begin{cases} \gamma_1 = a_1\gamma_{1-1} + a_2\gamma_{1-2} + \cdots + a_p\gamma_{1-p} \\ \gamma_2 = a_1\gamma_{2-1} + a_2\gamma_{2-2} + \cdots + a_p\gamma_{2-p} \\ \dots\dots\dots \\ \gamma_p = a_1\gamma_{p-1} + a_2\gamma_{p-2} + \cdots + a_p\gamma_{p-p} \end{cases}$$

即

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k = 1, 2, \dots, p$$

- ▶ 总之有

$$\gamma_k = a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}, \quad k \geq 1$$

自协方差列 $\{\gamma_k\}$ 在 $k \geq 1$ 时满足AR(p)模型的齐次差分方程

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

Yule-Walker方程IV

► 对 γ_0 ,

$$\begin{aligned}\gamma_0 &= \mathbb{E}X_t^2 = \mathbb{E}\left(\sum_{j=1}^p a_j X_{t-j} + \varepsilon_t\right)^2 \\ &= \mathbb{E}\left(\sum_{j=1}^p a_j X_{t-j}\right)^2 + \mathbb{E}\varepsilon_t^2 \\ &= \mathbf{a}_n^T \Gamma_n \mathbf{a}_n + \sigma^2 \\ &= \mathbf{a}_n^T \boldsymbol{\gamma}_n + \sigma^2, \quad n \geq p \\ &= a_1 \gamma_1 + a_2 \gamma_2 + \cdots + a_p \gamma_p + \sigma^2\end{aligned}$$

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度

Yule-Walker方程

自协方差函数的周期性

自协方差函数的正定性

时间序列的可完全预测性

Yule-Walker方程V

- **定理3.3(Yule-Walker方程)** AR(p)序列的自协方差函数满足

$$\gamma_n = \Gamma_n \mathbf{a}_n, \quad \gamma_0 = \gamma_n^T \mathbf{a}_n + \sigma^2, \quad n \geq p, \quad (3.9)$$

- 即

$$\gamma_k = a_1 \gamma_{k-1} + a_2 \gamma_{k-2} + \cdots + a_p \gamma_{k-p}, \quad k \geq 1 \quad (\dagger)$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_0 = \gamma_0 - a_1 \gamma_1 - a_2 \gamma_2 - \cdots - a_p \gamma_p = \sigma^2 \quad (\ddagger)$$

- 特别地，当 $n = p$ 时

$$\Gamma_p \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \dots \\ \gamma_p \end{pmatrix} \quad (3.9')$$

Yule-Walker方程V

- ▶ **定理3.3(Yule-Walker方程)** AR(p)序列的自协方差函数满足

$$\gamma_n = \Gamma_n \mathbf{a}_n, \quad \gamma_0 = \gamma_n^T \mathbf{a}_n + \sigma^2, \quad n \geq p, \quad (3.9)$$

- ▶ 即

$$\gamma_k = a_1 \gamma_{k-1} + a_2 \gamma_{k-2} + \cdots + a_p \gamma_{k-p}, \quad k \geq 1 \quad (\dagger)$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_0 = \gamma_0 - a_1 \gamma_1 - a_2 \gamma_2 - \cdots - a_p \gamma_p = \sigma^2 \quad (\ddagger)$$

- ▶ 特别地，当 $n = p$ 时

$$\Gamma_p \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \dots \\ \gamma_p \end{pmatrix} \quad (3.9')$$

Yule-Walker方程V

- **定理3.3(Yule-Walker方程)** AR(p)序列的自协方差函数满足

$$\gamma_n = \Gamma_n \mathbf{a}_n, \quad \gamma_0 = \gamma_n^T \mathbf{a}_n + \sigma^2, \quad n \geq p, \quad (3.9)$$

- 即

$$\gamma_k = a_1 \gamma_{k-1} + a_2 \gamma_{k-2} + \cdots + a_p \gamma_{k-p}, \quad k \geq 1 \quad (\dagger)$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_k = 0, \quad k \geq 1$$

$$A(\mathcal{B})\gamma_0 = \gamma_0 - a_1 \gamma_1 - a_2 \gamma_2 - \cdots - a_p \gamma_p = \sigma^2 \quad (\ddagger)$$

- 特别地，当 $n = p$ 时

$$\Gamma_p \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \dots \\ \gamma_p \end{pmatrix} \quad (3.9')$$

Yule-Walker方程VI

记 $\phi_0 = 1, \phi_1 = -a_1, \dots, \phi_p = -a_p$,
则 $A(z) = \sum_{j=0}^p \phi_j z^j$, AR模型可写成 $\sum_{j=0}^p \phi_j X_{t-j} = \varepsilon_t$.
Yule-Walker方程可写成

$$\begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_p \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \cdots & \gamma_{p-1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \gamma_p & \gamma_{p-1} & \cdots & \gamma_0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_0 \\ \phi_1 \\ \vdots \\ \phi_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

自协方差函数的周期性

- ▶ 对 $k < 0$ 定义 $\psi_k = 0$ 。
- ▶ 推论3.4 AR(p)序列的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 满足和AR(p)模型 $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 相应的差分方程

$$\gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) = \sigma^2\psi_{-k}, \quad k \in \mathbb{Z}$$

- ▶ 证明: $k \geq 0$ 时即定理结论。对 $k < 0$,

$$\begin{aligned} & \gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) \\ = & \mathbb{E} \left[X_{t-k} \left(X_t - \sum_{j=1}^p a_j X_{t-j} \right) \right] \\ = & \mathbb{E}(X_{t-k}\varepsilon_t) = \mathbb{E} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-k-j} \varepsilon_t \right] = \sigma^2\psi_{-k} \quad \square \end{aligned}$$

自协方差函数的周期性

- ▶ 对 $k < 0$ 定义 $\psi_k = 0$ 。
- ▶ **推论3.4** AR(p)序列的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 满足和AR(p)模型 $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 相应的差分方程

$$\gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) = \sigma^2\psi_{-k}, \quad k \in \mathbb{Z}$$

- ▶ 证明: $k \geq 0$ 时即定理结论。对 $k < 0$,

$$\begin{aligned} & \gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) \\ = & \text{E} \left[X_{t-k} \left(X_t - \sum_{j=1}^p a_j X_{t-j} \right) \right] \\ = & \text{E}(X_{t-k}\varepsilon_t) = \text{E} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-k-j} \varepsilon_t \right] = \sigma^2\psi_{-k} \quad \square \end{aligned}$$

自协方差函数的周期性

- ▶ 对 $k < 0$ 定义 $\psi_k = 0$ 。
- ▶ **推论3.4** AR(p)序列的自协方差函数 $\{\gamma_k\}$ 满足和AR(p)模型 $A(\mathcal{B})X_t = \varepsilon_t$ 相应的差分方程

$$\gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) = \sigma^2\psi_{-k}, \quad k \in \mathbb{Z}$$

- ▶ **证明:** $k \geq 0$ 时即定理结论。对 $k < 0$,

$$\begin{aligned} & \gamma_k - (a_1\gamma_{k-1} + a_2\gamma_{k-2} + \cdots + a_p\gamma_{k-p}) \\ = & \mathbb{E} \left[X_{t-k} \left(X_t - \sum_{j=1}^p a_j X_{t-j} \right) \right] \\ = & \mathbb{E}(X_{t-k}\varepsilon_t) = \mathbb{E} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-k-j} \varepsilon_t \right] = \sigma^2\psi_{-k} \quad \square \end{aligned}$$

自协方差函数的周期性II

- ▶ 设 $A(z)$ 有 p 个互异根 $z_j = \rho_j e^{i\lambda_j}, j = 1, \dots, p$, 可以证明(略)

$$\begin{aligned}\gamma_t &= A^{-1}(\mathcal{B})\sigma^2\psi_{-t} \\ &= \sigma^2 \sum_{j=1}^p c_j A^{-1}(z_j^{-1})z_j^{-t} \\ &= \sigma^2 \sum_{j=1}^p A_j \rho_j^{-t} \cos(\lambda_j t + \theta_j), \quad t \geq 0 \quad (3.12)\end{aligned}$$

- ▶ 可见如果 $\{z_j\}$ 中有靠近单位圆的复根则 $\{\gamma_k\}$ 的衰减振荡特性会显现出来。

自协方差函数的周期性II

- ▶ 设 $A(z)$ 有 p 个互异根 $z_j = \rho_j e^{i\lambda_j}, j = 1, \dots, p$, 可以证明(略)

$$\begin{aligned}\gamma_t &= A^{-1}(\mathcal{B})\sigma^2\psi_{-t} \\ &= \sigma^2 \sum_{j=1}^p c_j A^{-1}(z_j^{-1})z_j^{-t} \\ &= \sigma^2 \sum_{j=1}^p A_j \rho_j^{-t} \cos(\lambda_j t + \theta_j), \quad t \geq 0 \quad (3.12)\end{aligned}$$

- ▶ 可见如果 $\{z_j\}$ 中有靠近单位圆的复根则 $\{\gamma_k\}$ 的衰减振荡特性会显现出来。

例3.1

- ▶ AR(4)模型1:

$$z_1, z_2 = 1.09e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.098e^{\pm i2\pi/3}$$

周期为 $2\pi/(\pi/3) = 6$ 和 $2\pi/(2\pi/3) = 3$ 。

- ▶ AR(4)模型2:

$$z_1, z_2 = 1.264e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.273e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ AR(4)模型3:

$$z_1, z_2 = 1.635e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.647e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ 见演示: AR roots demo。

例3.1

- ▶ AR(4)模型1:

$$z_1, z_2 = 1.09e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.098e^{\pm i2\pi/3}$$

周期为 $2\pi/(\pi/3) = 6$ 和 $2\pi/(2\pi/3) = 3$ 。

- ▶ AR(4)模型2:

$$z_1, z_2 = 1.264e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.273e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ AR(4)模型3:

$$z_1, z_2 = 1.635e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.647e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ 见演示: AR roots demo。

例3.1

- ▶ AR(4)模型1:

$$z_1, z_2 = 1.09e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.098e^{\pm i2\pi/3}$$

周期为 $2\pi/(\pi/3) = 6$ 和 $2\pi/(2\pi/3) = 3$ 。

- ▶ AR(4)模型2:

$$z_1, z_2 = 1.264e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.273e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ AR(4)模型3:

$$z_1, z_2 = 1.635e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.647e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ 见演示: AR roots demo。

例3.1

- ▶ AR(4)模型1:

$$z_1, z_2 = 1.09e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.098e^{\pm i2\pi/3}$$

周期为 $2\pi/(\pi/3) = 6$ 和 $2\pi/(2\pi/3) = 3$ 。

- ▶ AR(4)模型2:

$$z_1, z_2 = 1.264e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.273e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ AR(4)模型3:

$$z_1, z_2 = 1.635e^{\pm i\pi/3}, \quad z_3, z_4 = 1.647e^{\pm i2\pi/3}$$

- ▶ 见演示: AR roots demo。

自协方差函数的正定性

- ▶ AR(p)平稳解唯一故自协方差函数可被自回归系数和白噪声方差唯一决定。
- ▶ 反之，若 Γ_p 正定则根据Yule-Walker方程可以从 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ 解出 $a_1, \dots, a_p, \sigma^2$:

$$\mathbf{a}_p = \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p, \quad \sigma^2 = \gamma_0 - \boldsymbol{\gamma}_p^T \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p. \quad (3.13)$$

- ▶ **定理3.5** 设 Γ_n 是平稳序列 $\{X_t\}$ 的 n 阶自协方差矩阵， $\gamma_0 > 0$ 。
 1. 如果 $\{X_t\}$ 的谱密度 $f(\lambda)$ 存在，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定；
 2. 如果 $\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = 0$ ，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定。

自协方差函数的正定性

- ▶ AR(p)平稳解唯一故自协方差函数可被自回归系数和白噪声方差唯一决定。
- ▶ 反之，若 Γ_p 正定则根据Yule-Walker方程可以从 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ 解出 $a_1, \dots, a_p, \sigma^2$:

$$\mathbf{a}_p = \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p, \quad \sigma^2 = \gamma_0 - \boldsymbol{\gamma}_p^T \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p. \quad (3.13)$$

- ▶ **定理3.5** 设 Γ_n 是平稳序列 $\{X_t\}$ 的 n 阶自协方差矩阵， $\gamma_0 > 0$ 。
 1. 如果 $\{X_t\}$ 的谱密度 $f(\lambda)$ 存在，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定；
 2. 如果 $\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = 0$ ，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定。

自协方差函数的正定性

- ▶ AR(p)平稳解唯一故自协方差函数可被自回归系数和白噪声方差唯一决定。
- ▶ 反之，若 Γ_p 正定则根据Yule-Walker方程可以从 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ 解出 $a_1, \dots, a_p, \sigma^2$:

$$\mathbf{a}_p = \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p, \quad \sigma^2 = \gamma_0 - \boldsymbol{\gamma}_p^T \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p. \quad (3.13)$$

- ▶ **定理3.5** 设 Γ_n 是平稳序列 $\{X_t\}$ 的 n 阶自协方差矩阵， $\gamma_0 > 0$ 。
 1. 如果 $\{X_t\}$ 的谱密度 $f(\lambda)$ 存在，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定；
 2. 如果 $\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = 0$ ，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定。

自协方差函数的正定性

- ▶ AR(p)平稳解唯一故自协方差函数可被自回归系数和白噪声方差唯一决定。
- ▶ 反之，若 Γ_p 正定则根据Yule-Walker方程可以从 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ 解出 $a_1, \dots, a_p, \sigma^2$:

$$\mathbf{a}_p = \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p, \quad \sigma^2 = \gamma_0 - \boldsymbol{\gamma}_p^T \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p. \quad (3.13)$$

- ▶ **定理3.5** 设 Γ_n 是平稳序列 $\{X_t\}$ 的 n 阶自协方差矩阵， $\gamma_0 > 0$ 。
 1. 如果 $\{X_t\}$ 的谱密度 $f(\lambda)$ 存在，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定；
 2. 如果 $\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = 0$ ，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定。

自协方差函数的正定性

- ▶ AR(p)平稳解唯一故自协方差函数可被自回归系数和白噪声方差唯一决定。
- ▶ 反之，若 Γ_p 正定则根据Yule-Walker方程可以从 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ 解出 $a_1, \dots, a_p, \sigma^2$:

$$\mathbf{a}_p = \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p, \quad \sigma^2 = \gamma_0 - \boldsymbol{\gamma}_p^T \Gamma_p^{-1} \boldsymbol{\gamma}_p. \quad (3.13)$$

- ▶ **定理3.5** 设 Γ_n 是平稳序列 $\{X_t\}$ 的 n 阶自协方差矩阵， $\gamma_0 > 0$ 。
 1. 如果 $\{X_t\}$ 的谱密度 $f(\lambda)$ 存在，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定；
 2. 如果 $\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = 0$ ，则对 $n \geq 1$ ， Γ_n 正定。

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

引理：对实平稳列 $\{X_t\}$ ，设其自协方差阵为 Γ_n ， $n \in \mathbb{N}$ ；
设其谱函数为 $F(\lambda)$ 。对 $\forall \mathbf{b} = (b_1, \dots, b_n) \in R^n$ 有

$$\mathbf{b}^T \Gamma_n \mathbf{b} = \int_{-\pi}^{\pi} \left| \sum_{j=1}^n b_j e^{ij\lambda} \right|^2 dF(\lambda)$$

若 $\{X_t\}$ 有谱密度 $f(\lambda)$ 则

$$\mathbf{b}^T \Gamma_n \mathbf{b} = \int_{-\pi}^{\pi} \left| \sum_{j=1}^n b_j e^{ij\lambda} \right|^2 f(\lambda) d\lambda$$

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

引理证明

证明:

$$\begin{aligned}\mathbf{b}^T \Gamma_n \mathbf{b} &= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_j b_k \gamma_{j-k} \\ &= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_j b_k \int_{-\pi}^{\pi} e^{i(j-k)\lambda} dF(\lambda) \\ &= \int_{-\pi}^{\pi} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_j b_k e^{ij\lambda} e^{-ik\lambda} dF(\lambda) \\ &= \int_{-\pi}^{\pi} \left| \sum_{j=1}^n b_j e^{ij\lambda} \right|^2 dF(\lambda) \quad \square\end{aligned}$$

定理3.5证明

(1) 对 $\mathbf{b} = (b_1, \dots, b_n)^T$, $\sum_{j=1}^n b_j z^{j-1}$ 至多有 $n-1$ 个零点。 $\gamma_0 = \int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda) d\lambda > 0$, 于是

$$\mathbf{b}^T \Gamma_n \mathbf{b} = \int_{-\pi}^{\pi} \left| \sum_{j=1}^n b_j e^{ij\lambda} \right|^2 f(\lambda) d\lambda > 0$$

定理3.5证明II

(2) 用反证法。设 Γ_n 正定, $\det(\Gamma_{n+1}) = 0$ 和 $EX_t = 0$ (非零均值情况只要减去均值). 定义

$$\mathbf{X}_n = (X_1, X_2, \dots, X_n)^T$$

对任何实向量 $\mathbf{b} = (b_1, b_2, \dots, b_n)^T \neq 0$ 有

$$E(\mathbf{b}^T \mathbf{X}_n)^2 = \mathbf{b}^T \Gamma_n \mathbf{b} > 0,$$

且由 $|\Gamma_{n+1}| = 0$ 知存在 $\mathbf{a} = (a_1, a_2, \dots, a_{n+1})^T \neq 0$,
 $a_{n+1} \neq 0$ 使得

$$E(\mathbf{a}^T \mathbf{X}_{n+1})^2 = \mathbf{a}^T \Gamma_{n+1} \mathbf{a} = 0.$$

于是

$$\mathbf{a}^T \mathbf{X}_{n+1} = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_{n+1} X_{n+1} = 0$$

a.s.成立, X_{n+1} 可以由 \mathbf{X}_n 线性表示:

$$X_{n+1} = -\frac{a_n}{a_{n+1}} X_n - \frac{a_{n-1}}{a_{n+1}} X_{n-1} - \dots - \frac{a_1}{a_{n+1}} X_1, \quad \text{a.s.},$$

定理3.5证明III

利用 $\{X_t\}$ 的平稳性知道

$$X_t = -\frac{a_n}{a_{n+1}}X_{t-1} - \frac{a_{n-1}}{a_{n+1}}X_{t-2} - \cdots - \frac{a_1}{a_{n+1}}X_{t-n}, \quad \text{a.s.}, \quad t \in \mathbb{Z}$$

递推知对任何 $k \geq 1$, X_{n+k} 可以由 X_1, X_2, \dots, X_n 线性表示, 即有实向量 $\alpha \triangleq \alpha^{(k)} \triangleq (\alpha_1, \dots, \alpha_n)^T$ 使得

$$X_{n+k} = (\alpha^{(k)})^T \mathbf{X}.$$

X_{n+k} 被 \mathbf{X} 线性表示, 说明 X_{n+k} 与 X_1, \dots, X_n 有强的相关, 而定理假设是 $\gamma_k \rightarrow 0$, 又说明 X_{n+k} 与 X_1, \dots, X_n 的相关性要趋于零, 这就会有矛盾, 下面把矛盾严格表述。

定理3.5证明IV

用 $0 < \lambda_1 \leq \lambda_2 \leq \dots \leq \lambda_n$ 表示 Γ_n 的特征值, 则有正交矩阵 T 使得

$$T\Gamma_n T^T = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n).$$

用 $|\alpha^{(k)}|$ 表示 $\alpha^{(k)}$ 的欧氏模, 则有

$$\begin{aligned}\gamma_0 &= \text{E}X_{n+k}^2 = \text{E}((\alpha^{(k)})^T \mathbf{X})^2 = (\alpha^{(k)})^T \Gamma_n \alpha^{(k)} \\ &= ((\alpha^{(k)})^T T^T)(T\Gamma_n T^T)(T\alpha^{(k)}) \\ &\geq \lambda_1 (T\alpha^{(k)})^T (T\alpha^{(k)}) = \lambda_1 |\alpha^{(k)}|^2.\end{aligned}$$

即有 $|\alpha^{(k)}| \leq \sqrt{\gamma_0/\lambda_1} < \infty$.

定理3.5证明V

另一方面

$$\begin{aligned}
 \gamma_0 &= E((\boldsymbol{\alpha}^{(k)})^T \mathbf{X} \cdot X_{n+k}) = (\boldsymbol{\alpha}^{(k)})^T E(\mathbf{X} X_{n+k}) \\
 &= (\boldsymbol{\alpha}^{(k)})^T (\gamma_{n+k-1}, \gamma_{n+k-2}, \dots, \gamma_k)^T \\
 &\leq |\boldsymbol{\alpha}^{(k)}| \left(\sum_{j=0}^{n-1} \gamma_{j+k}^2 \right)^{1/2} \\
 &\leq (\gamma_0 / \lambda_1)^{1/2} \left(\sum_{j=0}^{n-1} \gamma_{k+j}^2 \right)^{1/2} \\
 &\rightarrow 0. \quad \text{当 } k \rightarrow \infty
 \end{aligned}$$

这与 $\gamma_0 > 0$ 矛盾, 故 $\det(\Gamma_{n+1}) = 0$ 不成立. □

线性平稳序列的自协方差的正定性

应用时间序列分析
课程介绍

主讲老师：席瑞斌

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

- ▶ **推论3.6** (系数平方可和的)线性平稳序列的自协方差阵总是正定的。称其自协方差函数 $\{\gamma_j, j \in \mathbb{Z}\}$ 是正定序列。
- ▶ 有限个频率的离散谱序列的轨道具有周期性，可以用有限个历史值的线性组合无误差地预报整个序列。

线性平稳序列的自协方差的正定性

应用时间序列分析
课程介绍

主讲老师：席瑞斌

本课件基于李东风
老师课件修改

AR(p)序列的谱密度和Yule-Walker方程

AR(p)序列的谱密度
Yule-Walker方程
自协方差函数的周期性
自协方差函数的正定性
时间序列的可完全预测性

- ▶ **推论3.6** (系数平方可和的)线性平稳序列的自协方差阵总是正定的。称其自协方差函数 $\{\gamma_j, j \in \mathbb{Z}\}$ 是正定序列。
- ▶ 有限个频率的离散谱序列的轨道具有周期性，可以用有限个历史值的线性组合无误差地预报整个序列。

随机变量的线性相关性和线性预测

- ▶ 对于方差有限的随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n , 如果有不全为零的常数 b_1, \dots, b_n 使得

$$\text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j Y_j\right) = 0,$$

则称随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 是**线性相关**的, 否则称为**线性无关**的.

- ▶ 线性相关时, 存在常数 b_0 使得 $\sum_{j=1}^n b_j Y_j = b_0$ a.s. 成立.
- ▶ 并且当 $b_n \neq 0$ 时, Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} 线性表示:

$$Y_n = a_0 + a_1 Y_{n-1} + \dots + a_{n-1} Y_1$$

这时我们称 Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} **完全线性预测**.

随机变量的线性相关性和线性预测

- ▶ 对于方差有限的随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n , 如果有不全为零的常数 b_1, \dots, b_n 使得

$$\text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j Y_j\right) = 0,$$

则称随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 是**线性相关**的, 否则称为**线性无关**的.

- ▶ 线性相关时, 存在常数 b_0 使得 $\sum_{j=1}^n b_j Y_j = b_0$ a.s. 成立.
- ▶ 并且当 $b_n \neq 0$ 时, Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} 线性表示:

$$Y_n = a_0 + a_1 Y_{n-1} + \dots + a_{n-1} Y_1$$

这时我们称 Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} **完全线性预测**.

随机变量的线性相关性和线性预测

- ▶ 对于方差有限的随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n , 如果有不全为零的常数 b_1, \dots, b_n 使得

$$\text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j Y_j\right) = 0,$$

则称随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 是**线性相关**的, 否则称为**线性无关**的.

- ▶ 线性相关时, 存在常数 b_0 使得 $\sum_{j=1}^n b_j Y_j = b_0$ a.s.成立.
- ▶ 并且当 $b_n \neq 0$ 时, Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} 线性表示:

$$Y_n = a_0 + a_1 Y_{n-1} + \dots + a_{n-1} Y_1$$

这时我们称 Y_n 可以由 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1} **完全线性预测**.

平稳序列的可完全预测性

- ▶ 对于平稳序列 $\{X_t\}$ ， X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 的一个带截距的线性组合为 $b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} - b_0$ ，这 n 个变量线性无关当且仅当

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} - b_0\right) &= \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j}\right) \\ &= \mathbf{b} \Gamma_n \mathbf{b} > 0 \end{aligned}$$

即 Γ_n 正定。

- ▶ 反之，若 Γ_n 正定而 Γ_{n+1} 不满秩，则 X_t 可以被 X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 完全线性预测。
- ▶ 线性平稳列不能完全线性预测。
- ▶ 有限个频率成分的离散谱序列可完全线性预测（书中定理3.7）。

平稳序列的可完全预测性

- ▶ 对于平稳序列 $\{X_t\}$ ， X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 的一个带截距的线性组合为 $b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} - b_0$ ，这 n 个变量线性无关当且仅当

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} - b_0\right) &= \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j}\right) \\ &= \mathbf{b} \Gamma_n \mathbf{b} > 0 \end{aligned}$$

即 Γ_n 正定。

- ▶ 反之，若 Γ_n 正定而 Γ_{n+1} 不满秩，则 X_t 可以被 X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 完全线性预测。
- ▶ 线性平稳列不能完全线性预测。
- ▶ 有限个频率成分的离散谱序列可完全线性预测（书中定理3.7）。

平稳序列的可完全预测性

- ▶ 对于平稳序列 $\{X_t\}$ ， X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 的一个带截距的线性组合为 $b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} - b_0$ ，这 n 个变量线性无关当且仅当

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} - b_0\right) &= \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j}\right) \\ &= \mathbf{b} \Gamma_n \mathbf{b} > 0 \end{aligned}$$

即 Γ_n 正定。

- ▶ 反之，若 Γ_n 正定而 Γ_{n+1} 不满秩，则 X_t 可以被 X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 完全线性预测。
- ▶ 线性平稳列不能完全线性预测。
- ▶ 有限个频率成分的离散谱序列可完全线性预测（书中定理3.7）。

平稳序列的可完全预测性

- ▶ 对于平稳序列 $\{X_t\}$ ， X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 的一个带截距的线性组合为 $b_1 X_{t-1} + \dots + b_n X_{t-n} - b_0$ ，这 n 个变量线性无关当且仅当

$$\begin{aligned} \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} - b_0\right) &= \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n b_j X_{t-j}\right) \\ &= \mathbf{b} \Gamma_n \mathbf{b} > 0 \end{aligned}$$

即 Γ_n 正定。

- ▶ 反之，若 Γ_n 正定而 Γ_{n+1} 不满秩，则 X_t 可以被 X_{t-1}, \dots, X_{t-n} 完全线性预测。
- ▶ 线性平稳列不能完全线性预测。
- ▶ 有限个频率成分的离散谱序列可完全线性预测（书中定理3.7）。