法律声明

□ 本课件包括:演示文稿,示例,代码,题库,视频和声音等,小象学院拥有完全知识产权的权利;只限于善意学习者在本课程使用,不得在课程范围外向任何第三方散播。任何其他人或机构不得盗版、复制、仿造其中的创意,我们将保留一切通过法律手段追究违反者的权利。

- □ 课程详情请咨询
 - 微信公众号:小象
 - 新浪微博: ChinaHadoop



第六章 多元时间序列分析

主讲教师 周仕君

本章结构

- □ 平稳时间序列建模
- □ 虚假回归
- □ 单位根检验
- □协整
- □ 误差修正模型



6.1 平稳时间序列建模

□ ARIMAX模型结构

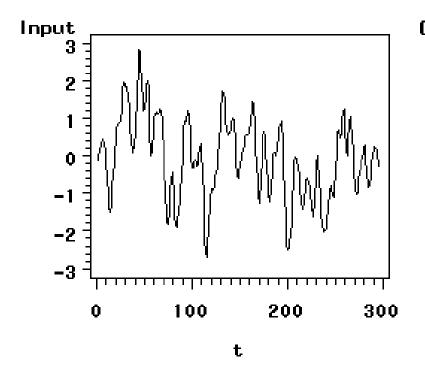
$$\begin{cases} y_t = \mu + \sum_{k=1}^k \frac{\Theta_i(B)}{\Phi_i(B)} B^{l_i} x_{it} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t \end{cases}$$

例6.1

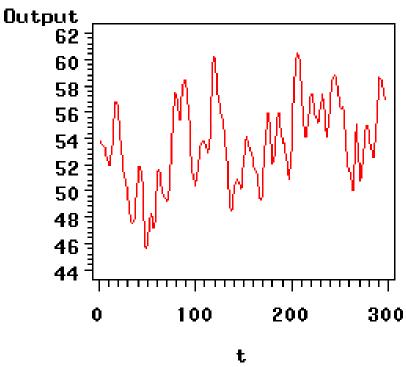
□在天然气炉中,输入的是天然气,输出的是 CO₂, CO₂的输出浓度与天然气的输入速率有关。 现在以中心化后的天然气输入速率为输入序 列,建立CO₂的输出百分浓度模型。

输入/输出序列时序图

□ 输入序列



□ 输出序列



一元分析

□ 拟合输入序列

$$x_{t} = -0.1228 + \frac{a_{t}}{1 - 1.97607B + 1.37499B^{2} - 0.34336B^{3}}$$

□ 拟合输出序列

$$y_t = 53.90176 + \frac{a_t}{1 - 3.10703B + 1.34005B^2 - 0.21274B^4}$$



多元分析

□ 协相关图

Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
-10 -9 -8 -7 -6 -5 -4 -3 -2 -1	0.0015683 0.00013502 -0.0060480 -0.0017624 -0.0080539 -0.0000944 -0.0012802 -0.0031078 0.00065212 -0.0019166 -0.0003673	0.02301 0.00198 08872 02585 11814 00138 01878 04559 0.00957 02811 00539	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	***	* * * * * * * * * * * * * * * * * * * *		2	3	4	5	6	7	8	9	1
1 2 3 4 5 6 7 8 9	0.0038939 -0.0016971 -0.019231 -0.022479 -0.030909 -0.018122 -0.011426 -0.0017355 0.0022590 -0.0035152	0.05712 02489 28210 32974 45341 26583 16761 02546 0.03314 05156						,		***	*** *** ***	***	* * * * * * * * * * * * * * * * * * * *	* .									

[&]quot;." marks two standard errors



拟合回归模型

□ 模型结构

$$y_{t} = \mu + \frac{\theta_{0} - \theta_{1}B - \theta_{2}B^{2}}{1 - \phi_{1}B}B^{3}x_{t} + \varepsilon_{t}$$

□模型口径

$$y_{t} = 53.32256 + \frac{-0.5648 - 0.42573B - 0.29964B^{2}}{1 - 0.60057B}B^{3}x_{t} + \varepsilon_{t}$$



拟合残差序列

□偏自相关图

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1 2 3 4 5 6 7 8	0.89307 -0.43103 -0.12987 0.02319 0.04054 -0.02657 -0.02496 0.01993 0.00001							**	**		***	* ! * !	**:	**:	**:	**	**	**	**	**	**		
10	0.08721	ł										ł	**										

□ 残差拟合模型

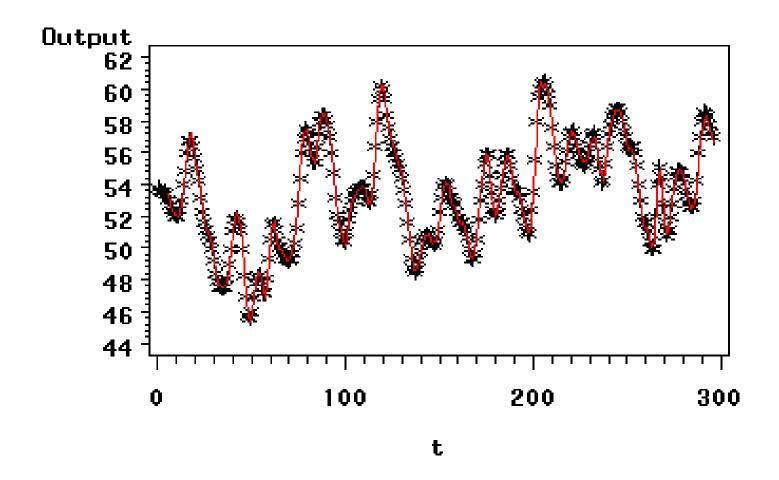
$$\varepsilon_t = \frac{1}{1 - 1.53B + 0.64B^2} a_t$$



拟合模型

	模型结构	比较
一元模型	$y_t = 53.9 + \frac{a_t}{1 - 3.1B + 1.3B^2 - 0.2B^4}$	AIC=196.3 SBC=211.1
多元模型	$\begin{cases} y_t = 53.26 + \frac{-0.54 - 0.38B - 0.52B^2}{1 - 0.55B} B^3 x_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \frac{1}{1 - 1.53B + 0.64B^2} a_t \end{cases}$	AIC=8.3 SBC=34.0

ARIMAX模型拟合效果图





6.2 虚假回归

- \square 假设条件 $H_0: \beta_1 = 0 \leftrightarrow H_1: \beta_1 \neq 0$
- \square 检验统计量 $t = \frac{\beta_1}{\sigma_\beta}$
- □ 虚假回归 $\Pr\{|t| \le t_{\alpha/2}(n)|$ 非平稳序列 $\} \ge \alpha$

6.3 单位根检验

- □ 定义
 - 通过检验特征根是在单位圆内还是单位圆上(外),来检验序列的平稳性
- □ 方法
 - DF检验
 - ADF检验
 - PP检验



DF检验

- □ 假设条件
 - 原假设:序列非平稳 $H_0: |\phi_1| \ge 1$
 - 备择假设: 序列平稳 H₀: |φ|<1
- □ 检验统计量

$$\tau = \frac{\left|\hat{\phi}_1\right| - 1}{S(\hat{\phi}_1)}$$



DF统计量

$$t(\phi_1) = \frac{\hat{\phi}_1 - \phi_1}{S(\hat{\phi}_1)} \xrightarrow{\text{ in } S(\hat{\phi}_1)} N(0,1)$$

$$\tau = \frac{\left|\hat{\phi}_{1}\right| - 1}{S(\hat{\phi}_{1})} \xrightarrow{\text{RR}} \frac{\int_{0}^{1} W(r)dW(r)}{\sqrt{\int_{0}^{1} \left[W(r)\right]^{2} dr}}$$

DF检验的等价表达

□等价假设

$$H_0$$
: $\rho = 0 \leftrightarrow H_1$: $\rho < 0$
其中: $\rho = |\phi_1| - 1$

□ 检验统计量

$$\tau = \frac{\hat{\rho}}{S(\hat{\rho})}$$

DF检验的三种类型

$$\square$$
 第一种类型 $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \mathcal{E}_t$

□ 第二种类型
$$X_t = \mu + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

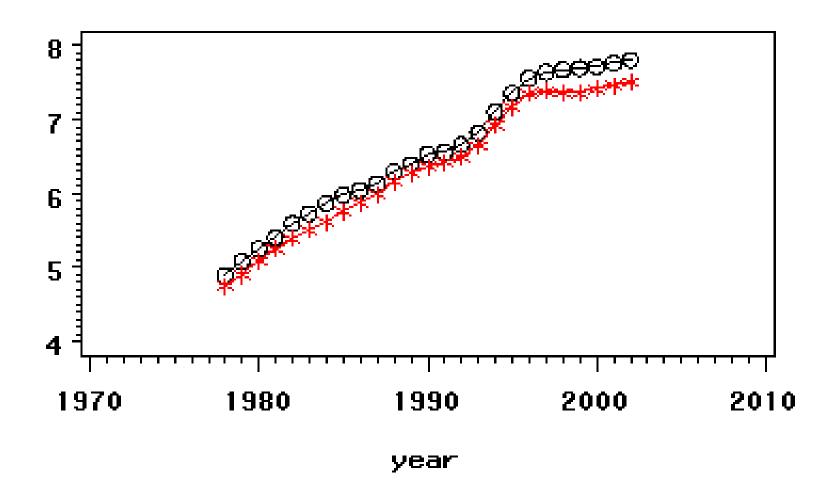
$$\square$$
 第三种类型 $X_t = \mu + \beta t + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$



例6.2

□对1978年-2002年中国农村居民家庭人均纯收入对数序列{ln x,}和生活消费支出对数序列{ln y,}进行检验

例6.2 时序图





例6.2 输入序列的DF检验

类型	延迟阶数	模型结构	τ 检验统 计量的值	$pr < \tau$
类型 1:	0	$\ln x_t = \varepsilon_t$	7.05	0.9999
无均值,无 趋势模型	1	$\ln x_t = \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	1.09	0.9224
类型 2:	0	$\ln x_t = \mu + \varepsilon_t$	-2.18	0.2190
有均值,无 趋势模型	1	$\ln x_t = \mu + \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	-1.16	0.6730
类型 3:	0	$\ln x_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t$	-0.7	0.9617
有趋势模 型	1	$\ln x_t = \mu + \beta t + \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	-3.14	0.1215



例6.2 输出序列的DF检验

类型	延迟阶数	模型结构	τ 检验统 计量的值	$pr < \tau$
类型 1:	0	$\ln y_t = \varepsilon_t$	6.54	0.9999
无均值,无 趋势模型	1	$\ln y_t = \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	1.08	0.9217
类型 2:	0	$\ln y_t = \mu + \varepsilon_t$	-2.27	0.1887
有均值,无 趋势模型	1	$\ln y_t = \mu + \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	-1.41	0.5598
类型 3:	0	$\ln y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t$	-0.46	0.9784
有趋势模 型	1	$\ln y_t = \mu + \beta t + \frac{\varepsilon_t}{1 - \phi_1 B}$	-3.31	0.0892



ADF检验

□ DF检验只适用于AR(1)过程的平稳性检验。 为了使检验能适用于AR(p)过程的平稳性检验,为了使检验能适用于AR(p)过程的平稳性检验,人们对检验进行了一定的修正,得到增广检验(Augmented Dickey – Fuller),简记为ADF检验

ADF检验的原理

□ 若AR(p)序列有单位根存在,则自回归系数 之和恰好等于1

$$\lambda^{p} - \phi_{1}\lambda^{p-1} - \dots - \phi_{p} = 0$$

$$\stackrel{\lambda=1}{\Longrightarrow} 1 - \phi_{1} - \dots - \phi_{p} = 0$$

$$\stackrel{\phi_{1}}{\Longrightarrow} \phi_{1} + \phi_{2} + \dots + \phi_{p} = 1$$

ADF检验

□等价假设

$$H_0$$
: $\rho = 0 \leftrightarrow H_1$: $\rho < 0$
其中: $\rho = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p - 1$

□ 检验统计量

$$\tau = \frac{\hat{\rho}}{S(\hat{\rho})}$$

ADF检验的三种类型

□ 第三种类型

$$x_{t} = \mu + \beta t + \phi_{1} x_{t-1} + \dots + \phi_{p} x_{t-p} + \varepsilon_{t}$$



例6.2续

□对1978年-2002年中国农村居民家庭人均纯收入对数差分后序列{∇ln x_i}和生活消费支出对数差分后序列{∇ln y_i}进行检验

例 $6.2 \left\{ \nabla \ln x_{t} \right\}$ 序列的ADF检验

类型	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$		
	0	-1.38	0.1498		
 类型 1	1	-1.37	0.1523		
<u>天</u> 空	2	-1.36	0.1555		
	3	-1.34	0.1606		
	0	-1.92	0.3196		
 	1	-2.23	0.2033		
类型 2	2	-3.1	0.0421		
	3	-1.9	0.3278		
	0	-2.08	0.5311		
 ※ 刑 2	1	-2.41	0.3646		
类型 3 	2	-3.37	0.0820		
	3	-1.99	0.5732		

例6.2 {Vln y_t}序列的ADF检验

类型	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$
	0	-1.27	0.1813
 类型 1	1	-1.8	0.0688
<u>天</u> 空 I	2	-1.3	0.1699
	3	-1.06	0.2514
	0	-1.89	0.3297
 类型 2	1	-3.35	0.0246
火 垒 2	2	-2.81	0.0737
	3	-1.72	0.4086
	0	-2.16	0.4897
 类型 3	1	-3.62	0.0511
大 笠	2	-3.32	0.0902
	3	-2.21	0.4613



PP检验

- □ ADF检验主要适用于方差齐性场合,它对于 异方差序列的平稳性检验效果不佳
- □ Phillips和 Perron于1988年对ADF检验进行了 非参数修正,提出了PP检验统计量。
- □ PP检验统计量适用于异方差场合的平稳性检验, 且服从相应的ADF检验统计量的极限分布



PP检验统计量

$$Z(\tau) = \tau(\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}_{Sl}^2) - (1/2)(\hat{\sigma}_{Sl}^2 - \hat{\sigma}^2)T \sqrt{\hat{\sigma}_{Sl}^2 \sum_{t=2}^{T} (x_{t-1} - \bar{x}_{T-1})^2}$$

□ 其中:

(1)
$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2$$

(2)
$$\hat{\sigma}_{Sl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l w_j(l) \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$$

(3)
$$\overline{x}_{T-1} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} x_t$$



例6.2续

□ 对1978年-2002年中国农村居民家庭人均纯收入对数差分后序列 $\{\nabla \ln x_i\}$ 和生活消费支出对数差分后序列 $\{\nabla \ln y_i\}$ 进行PP检验

例6.2 $\{\nabla \ln x_t\}$ 序列的pp检验

类型	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$
	0	-1.38	0.1498
 类型 1	1	-1.4	0.1447
<u> </u>	2	-1.43	0.1381
	3	-1.39	0.1484
	0	-1.92	0.3196
 类型 2	1	-2.05	0.2661
 	2	-2.16	0.2240
	3	-2.06	0.2620
	0	-2.08	0.5311
 ※ 刑 2	1	-2.22	0.4559
类型 3	2	-2.34	0.3995
	3	-2.22	0.4548



例6.2 $\{\nabla \ln y_t\}$ 序列的PP检验

类型	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$		
	0	-1.27	0.1813		
 类型 1	1	-1.37	0.1524		
<u> </u>	2	-1.38	0.1513		
	3	-1.3	0.1714		
	0	-1.89	0.3297		
 类型 2	1	-2.17	0.2228		
大 空 Z	2	-2.2	0.2110		
	3	-2.06	0.2603		
	0	-2.16	0.4897		
 类型 3	1	-2.43	0.3536		
大 空	2	-2.47	0.3397		
	3	-2.31	0.4137		



例6.2 二阶差分后序列的PP检验

94m)	フボトロ V 人 49-	{∇²1	$\ln x_t$	$\left\{ \nabla^{2} \ln y_{t} \right\}$			
<u>类型</u>	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$	τ 检验统 计量的值	$pr < \tau$		
	0	-4.29	0.0002	-3.42	0.0016		
※ ⊞ 1	1	-4.29	0.0002	-3.47	0.0014		
类型 1	2	-4.31	0.0002	-3.44	0.0015		
	3	-4.27	0.0002	-3.34	0.0019		
	0	-4.23	0.0035	-3.37	0.0237		
 类型 2	1	-4.23	0.0035	-3.42	0.0210		
→ 大 坐 Z	2	-4.25	0.0033	-3.39	0.0224		
	3	-4.21	0.0037	-3.28	0.0283		
	0	-4.12	0.0193	-3.27	0.0983		
 	1	-4.12	0.0194	-3.33	0.0881		
类型 3	2	-4.15	0.0184	-3.29	0.0934		
	3	-4.09	0.0205	-3.17	0.1158		



6.4 协整

- □单整的概念
 - 如果序列平稳,说明序列不存在单位根,这时称序列为零阶单整序列,简记为 $x_t \sim I(0)$
 - 假如原序列一阶差分后平稳,说明序列存在一个单位根,这时称序列为一阶单整序列,简记为 $x_t \sim I(1)$
 - 假如原序列至少需要进行d阶差分才能实现平稳 ,说明原序列存在d个单位根,这时称原序列为 阶单整序列,简记为 x,~ I(d)

单整的性质

- \square 若 $x_t \sim I(0)$,对任意非零实数a,b,有 $a + bx_t \sim I(0)$
- \square 若 $x_t \sim I(d)$,对任意非零实数a,b,有 $a + bx_t \sim I(d)$
- \square 若 $x_t \sim I(0)$, $y_t \sim I(0)$ 对任意非零实数a, b, 有 $z_t = ax_t + by_t \sim I(0)$
- \square 若 $x_t \sim I(d)$, $y_t \sim I(c)$ 对任意非零实数a, b, 有 $z_t = ax_t + by_t \sim I(k) \quad k \leq \max[d,c]$



协整的概念

□ 假定自变量序列为 $\{x_1\},\dots,\{x_k\}$, 响应变量序列为 $\{y_t\}$, 构造回归模型

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_t$$

假定回归残差序列 $\{\mathcal{E}_t\}$ 平稳,我们称响应序列 $\{y_t\}$ 与自变量序列 $\{x_1\},\dots,\{x_k\}$ 之间具有协整关系。



协整检验

- □ 假设条件
 - 原假设:多元非平稳序列之间不存在协整关系 $H_0: \varepsilon_t \sim I(k), k \geq 1$
 - 备择假设:多元非平稳序列之间存在协整关系 $H_1: \varepsilon_{t} \sim I(0)$
- □ 检验步骤
 - 建立响应序列与输入序列之间的回归模型
 - 对回归残差序列进行平稳性检验



例6.2续

□对1978年-2002年中国农村居民家庭人均纯收入对数序列 ln{x_t}和生活消费支出对数序列 ln{y_t} 进行EG检验。

构造回归模型

- □ 拟合模型
 - 一元线性模型
- □估计方法
 - 最小二乘估计
- □ 拟合模型口径

$$\ln y_t = 0.96832 \ln x_t + \varepsilon_t$$



残差序列单位根检验

类型	延迟阶数	τ 检验统计 量的值	$pr < \tau$
类型 1	0	-1.33	0.1629
	1	-1.69	0.0845
	2	-1.93	0.0528
类型 2	0	-1.28	0.6222
	1	-1.64	0.4455
	2	-1.85	0.3484

我们可以以91.55%(1-0.0845)的把握断定残差 序列平稳且具有一阶自相关性

$$\varepsilon_{t} = \phi_{1} \varepsilon_{t-1} + \upsilon_{t}$$



最终拟合模型

$$\ln y_t = 0.96821 \ln x_t + \frac{v_t}{1 - 0.83713B}$$

$$v_t^{i.i.d} \sim N(0,0.000893)$$

误差修正模型

- □ 误差修正模型 (Error Correction Model) 简 称为ECM, 最初由Hendry和Anderson于1977年提出, 它常常作为协整回归模型的补充模型出现
- □ 协整模型度量序列之间的长期均衡关系,而 ECM模型则解释序列的短期波动关系



短期影响因素分析

- □响应序列的当期波动\\\\y,主要会受到三方面短期波动的影响
 - 输入序列的当期波动 ∇x_t
 - 上一期的误差 ECM_{t-1}
 - 纯随机波动 ε_t

$$y_{t} - y_{t-1} = \beta x_{t} - \beta x_{t-1} - \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$\nabla y_{t} = \beta \nabla x_{t} - ECM_{t-1} + \varepsilon_{t}$$



误差修正模型

$$\nabla y_{t} = \beta_{0} \nabla x_{t} + \beta_{1} ECM_{t-1} + \varepsilon_{t}$$



例6.2续

□对1978年-2002年中国农村居民家庭人均纯收入对数序列 ln{x_i} 和生活消费支出对数序列 ln{y_i}构造ECM模型

例6.2 构造ECM模型

□拟合长期协整关系

$$\ln y_t = 0.96832 \ln x_t + \varepsilon_t$$

□拟合短期波动(ECM模型)

$$\nabla \ln y_{t} = 0.9579 \nabla \ln x_{t} - 0.1537 ECM_{t-1} + \varepsilon_{t}$$



疑问

□问题答疑: http://www.xxwenda.com/

■可邀请老师或者其他人回答问题

联系我们

小象学院: 互联网新技术在线教育领航者

- 微信公众号: 小象

- 新浪微博: ChinaHadoop



