# 八、多元时间序列分析

### 目录

- ARIMAX 模型
- ② 干预分析
- 3 伪回归
- 4 协整
- 5 Ganger 因果检验

#### ARIMAX 模型

#### ▶ ARIMAX 模型

- ARIMAX 模型结构:  $y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \frac{\Theta_i(B)}{\Phi_i(B)} B^{l_i} x_{it} + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t$
- 延迟 k 阶互相关函数:

$$Cov_k = Cov(y_t, x_{t-k}) = E[(y_t - E(y_t))(x_{t-k} - E(x_{t-k}))]$$

- 延迟 k 阶互相关系数:  $C\rho_k = \frac{\text{Cov}(y_t, x_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(y_t)}\sqrt{\text{Var}(x_{t-k})}}$
- 如果k > 0, 计算的是y序列滞后于x序列k期的相关系数
- 如果 k < 0,计算的是 x 序列滞后于 y 序列 k 期的相关系数
- $C\rho_k \sim N\left(0, \frac{1}{n-|k|}\right)$

### 干预分析

#### ▶ 干预分析

- 定义:评估外部事件对序列产生的影响的分析
- 实际上是带虚拟变量回归的 ARIMAX 模型
- 根据作用机制可以分为三种类型:

其他类型的干预:用阶梯干预和脉冲干预的转换函数或组合来生成

#### 伪回归

#### ▶ 伪回归

- 在非平稳的场合,参数显著性检验犯第一类错误的概率远远大于显著性水平,伪回归显著成立
- 原因:在非平稳场合,参数的t检验统计量不再服从t分布。统计量真实的抽样分布 $t(\hat{eta}_1)$ 尾部肥,方差大,比t分布要扁平很多。如果继续使用t分布的临界值做方程显著性判断,则会导致很大的犯第一类错误的概率

### 协整

#### ▶ 单整

- $x_t \sim I(0)$ :如果序列平稳,说明序列不存在单位根,序列为零阶单整序列
- x<sub>t</sub> ~ I(d): 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,原序列为 d 阶单整序列
- $\exists x_t \sim I(d)$ ,  $\bigcirc \forall a, b \neq 0$ ,  $\lnot a + bx_t \sim I(d)$
- $\exists x_t \sim I(0), y_t \sim I(0), \quad \emptyset \ \forall a, b \neq 0, \quad f(z_t = ax_t + by_t \sim I(0)$
- $\exists x_t \sim I(d), y_t \sim I(d), \quad \emptyset \quad \forall a, b \neq 0, \quad \forall a, t = ax_t + by_t \sim I(k),$   $k \leq \max(d, c)$

## 协整

#### ▶ 协整的概念与检验

- 自变量序列:  $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$ , 响应变量序列:  $\{y_t\}$
- 回归模型:  $y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_t$
- $\{y_t\}$  与  $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$  协整: 回归残差序列  $\{\mathcal{E}_t\}$  平稳
- 若非平稳序列之间具有协整关系,不会产生伪回归问题
- $H_0$ : 多元序列之间不存在协整关系 ( $\{ {m \epsilon}_t \}$  非平稳, ${m \epsilon}_t \sim I(k)$ ), $H_1$ : 多元序列之间存在协整关系 ( $\{ {m \epsilon}_t \}$  平稳, ${m \epsilon}_t \sim I(0)$ )
- EG 检验:

$$y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \dots + \hat{\beta}_k x_{kt} + \varepsilon_t$$
  
对回归残差序列进行平稳性检验

### 协整

- ▶ 误差修正模型
  - 形式:  $\nabla y_t = \beta \nabla x_t \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t$
  - ECM<sub>t-1</sub> 是上一期的误差
  - 误差修正系数: β̂<sub>1</sub>
  - 负反馈机制: β<sub>1</sub> < 0</li>
  - 当  $ECM_{t-1} > 0(<0)$  时,即上期真实支出比估计支出大 (小),这种误差反馈回来,会导致下期支出适当压缩 (增加),即  $\nabla y_t < 0(>0)$

# Ganger 因果检验

- ▶ Ganger 因果关系定义
  - $x \neq y$  的 Ganger 原因:  $\sigma^2(y_{t+1}|I_t) < \sigma^2(y_{t+1}|I_t X_t)$
  - $I_t = \{x_t, x_{t-1}, \cdots, y_t, y_{t-1}, \cdots\}$
  - x 和 y 独立: (x,y)
  - $x \neq y$  的 Ganger 原因:  $(x \rightarrow y)$
  - $y \neq x$  的 Ganger 原因:  $(x \leftarrow y)$
  - x 和 y 互为因果 (存在反馈关系):  $(x \leftrightarrow y)$

## Ganger 因果检验

▶ Ganger 因果检验

• 
$$y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^q \alpha_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_t$$

• 
$$H_0: (x,y) \stackrel{*}{\not \propto} \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_q = 0$$
,  $H_1: x \to y \stackrel{*}{\not \propto} \exists \alpha_i \neq 0$ 

• 统计量:

原假设成立下: 
$$y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_{1t}$$
, 得  $SST = SSR_{yz} + SSE_r$  备择假设成立下:  $y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^q \alpha_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^l \gamma_k z_{t-k} + \varepsilon_t$ , 得  $SST = SSR_{xyz} + SSE_u$  
$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/q}{SSE_u/(n-p-q-1)} \sim F(q, n-p-q-1)$$

• Granger 因果检验即使显著拒绝原假设,也不能说明两个序列间具

有真正的因果关系