TƯƠNG QUAN CHUỖI
(Serial Correlation)

NỘI DUNG

1. Tương quan chuỗi (Tự tương quan – AR) ?
2. Hậu quả của việc bỏ qua AR
3. Kiểm định AR
4. Các thủ tục ước lượng

Tương quan chuỗi ?

Tương quan chuỗi (hay tự tương quan) là tương quan giữa các phần dư ε_t

- Serial Correlation
- Autocorrelation
- AutoRegression - AR

Tương quan chuỗi ?

PRF:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

AR(p): tương quan chuỗi bậc p

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \nu_t$$

Quá trình tự hồi quy bậc p của các phần dư ε_t

Tương quan chuỗi ?

Các sai số ν_t có tính nhiễu trắng khi:

$E(\nu_t) = 0$

$E(\nu^2_t) = \sigma^2 = const$

$E(\nu_t \nu_{t-s}) = 0$ với $s \neq 0$

AR(p): tương quan chuỗi bậc p

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \ldots = \rho_p = 0$: Không có AR(p)

Tương quan chuỗi ?

<u>Giả thiết :</u>

Không có AR

$$E(\nu_t \, \nu_{t-p}) = 0 \text{ với } p \neq 0$$

$\rightarrow$Vi phạm giả thiết:

$$E(\nu_t \, \nu_{t-p}) \neq 0 \text{ với } p \neq 0$$

Có AR(p)

HẬU QUẢ BỎ QUA AR ?

1. **Các ước lượng và dự báo dựa trên các ước lượng đó vẫn không chệch và nhất quán nhưng không hiệu quả.**

   Tính nhất quán sẽ không có nếu biến độc lập bao gồm biến phụ thuộc có độ trễ

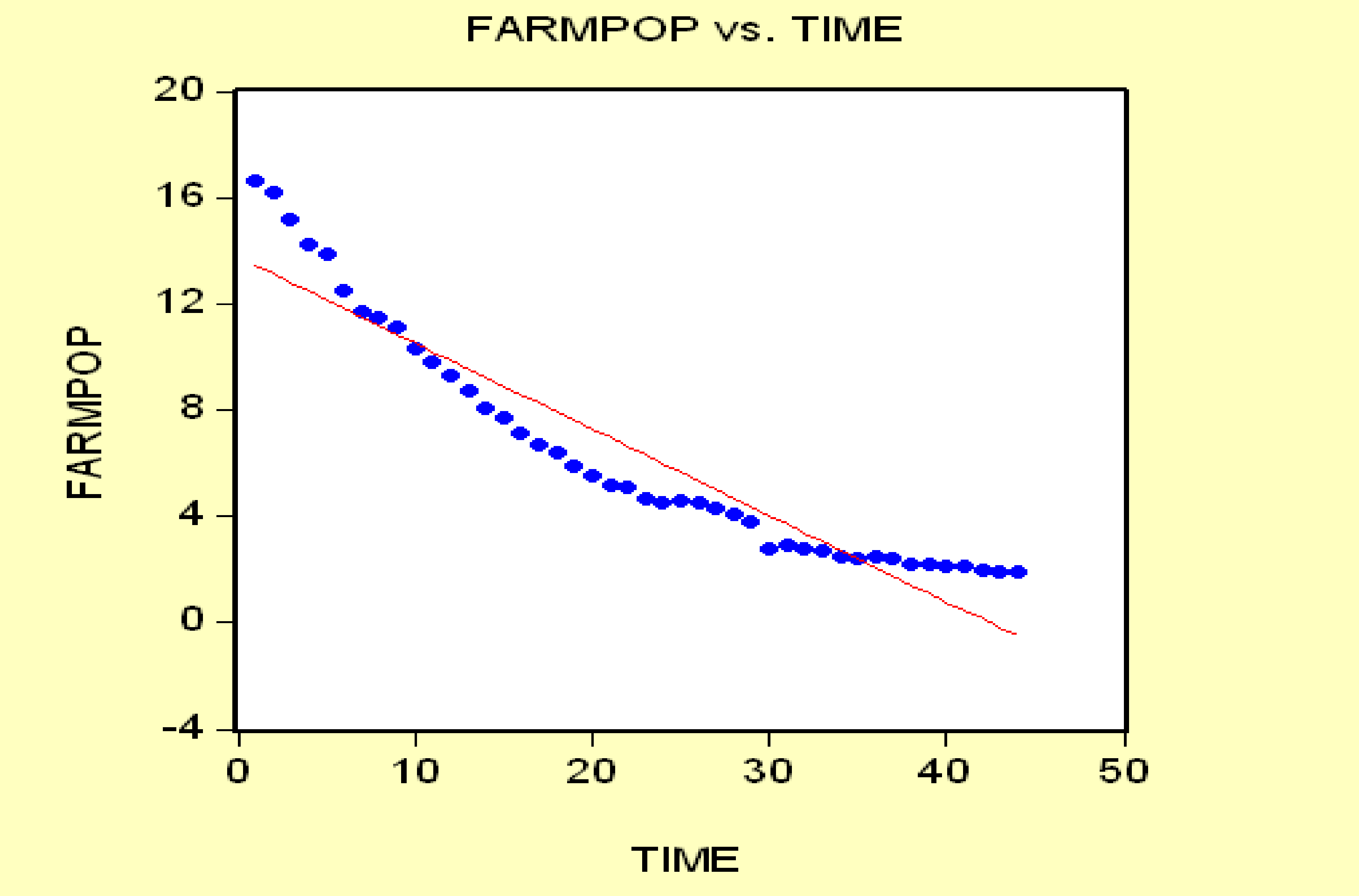
2. **Phương sai và đồng phương sai ước lượng của các hệ số sẽ chệch và không nhất quán và do đó các kiểm định giả thuyết (t & F) không còn hiệu lực**

KIỂM ĐỊNH AR ?

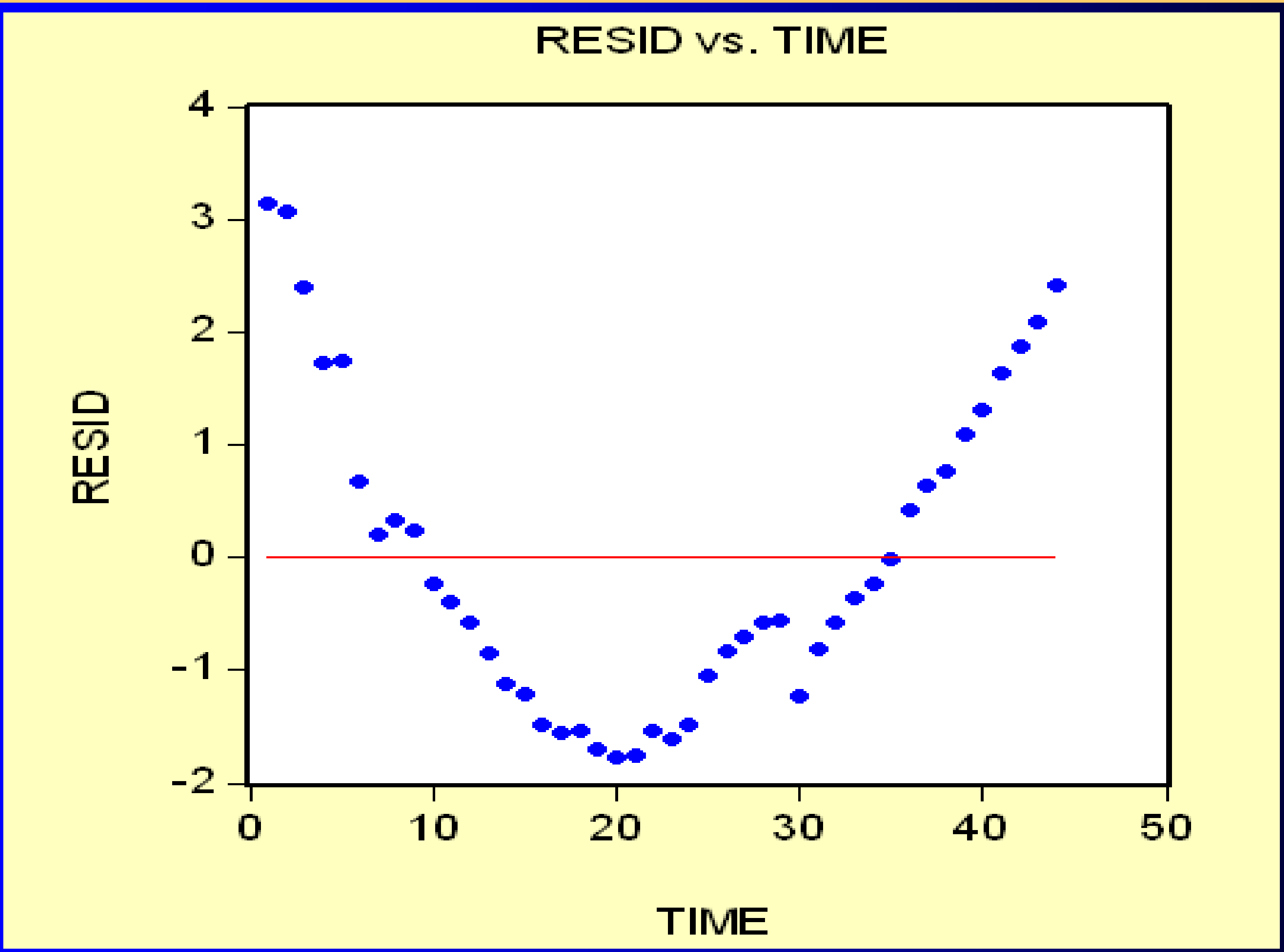
1. <u>Phương pháp đồ thị:</u>

   Kỹ thuật này chỉ có tính gợi ý về AR và không thay thế được kiểm định chính thức

ĐỒ THỊ KIỂM TRA AR ?



ĐỒ THỊ KIỂM TRA AR ?



KIỂM ĐỊNH AR ?

Kiểm định Durbin Watson

Kiểm định Correlogram – Q Statistics

Kiểm định Serial Correlation LM

KIỂM ĐỊNH DURBIN WATSON ?

Chỉ dùng kiểm định AR(1)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

AR(1): $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \nu_t$

Giả thuyết:

$H_0 : \rho_1 = 0$: Không có AR(1)

$H_1 : \rho_1 \neq 0$: Có AR(1)

KIỂM ĐỊNH DURBIN WATSON ?

Trị kiểm định:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n} \left(\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1}\right)^2}{\sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_t^2} \approx 2(1-\hat{\rho}) \qquad \hat{\rho} \approx \frac{\sum_{t=2}^{n} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_t^2}$$

Tự tương quan dương $H_1: \rho > 0$	Không kết luận	$H_0: \rho = 0$	Không kết luận	Tự tương quan âm $H_1: \rho < 0$

0 $\quad d_L \quad d_U \quad 2 \quad 4 - d_U \quad 4 - d_L \quad 4$

KIỂM ĐỊNH DURBIN WATSON ?

Lưu ý:

- **Có một số trường hợp không kết luận được**
- **Khi vế phải của mô hình có các biến phụ thuộc có độ trễ thì kiểm định không còn hiệu lực**

KIỂM ĐỊNH CORRELOGRAM

Hệ số AC_k (Auto Correlation)

$$AC_k = r = \text{correl}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$$

Hệ số PAC_k (Partial Auto Correlation)

$u_t = \beta_1 u_{t-1} + \nu_t$ thì $\beta_1\hat{} = PAC_1$

$u_t = \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \nu_t$ thì $\beta_2\hat{} = PAC_2$

KIỂM ĐỊNH CORRELOGRAM

Giả thuyết:

H_0 : $AC_1 = AC_2 = ... = AC_p = 0 \Rightarrow$ Không có AR(p)

H_1 : Có ít nhất 1 số $AC_j \neq 0$ (j = 2,p) $\Rightarrow$ Có AR(p)

Nghĩa là:

AR(1) : H_0 : $AC_1 = 0 \Rightarrow$ Không có AR(1)

H_1 : $AC_1 \neq 0 \Rightarrow$ Có AR(1)

AR(2) : H_0 : $AC_1 = AC_2 = 0 \Rightarrow$ Không có AR(2)

H_1 : $AC_1 \neq 0$ hoặc $AC_2 \neq 0 \Rightarrow$ Có AR(2)

KIỂM ĐỊNH CORRELOGRAM

Trị kiểm định

$$Q_{tt} = Q_{LB} = n(n+2)\sum_{j=1}^{k}\left[\frac{\hat{A}C_j^2}{n-j}\right]$$

LB: Lung-Box

k: Độ trễ đang xét

p: Bậc tự hồi quy

q: Bậc TB trượt

$$Q^* = \chi^2_{k-p-q}$$

$Q_{tt} > Q^* \Rightarrow$ Bác bỏ H_o

KIỂM ĐỊNH CORRELOGRAM

Thực hiện trên EVIEW

View/Residual Test/Correlogram–Q Statistics

Nếu ε_t không có tự tương quan thì:

- **AC và PAC của tất cả các độ trễ sẽ có giá trị gần bằng 0 $\Rightarrow$ các giá trị trong $\pm 2\sigma$**
- **Tất cả trị thống kê Q-Stat sẽ không có ý nghĩa nếu các giá trị p-value > 5% $\Rightarrow$ Không có AR**

KIỂM ĐỊNH NHÂN TỬ LAGRANGE

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

AR(p): tương quan chuỗi bậc p

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \nu_t$$

Giả thuyết:

H_0 : $AC_1 = AC_2 = \ldots = AC_p = 0 \Rightarrow$ **Không có AR(p)**

H_1 : **Có ít nhất 1 số** $AC_j \neq 0$ **(j = 2,p)** $\Rightarrow$ **Có AR(p)**

KIỂM ĐỊNH NHÂN TỬ LAGRANGE

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

AR(p): tương quan chuỗi bậc p

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \nu_t$$

Giả thuyết:

H_0 : $AC_1 = AC_2 = \ldots = AC_p = 0 \Rightarrow$ Không có AR(p)

H_1 : Có ít nhất 1 số $AC_j \neq 0$ (j = 2,p)

KIỂM ĐỊNH NHÂN TỬ LAGRANGE

Bước 1: Thực hiện hồi quy:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_2 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

$\Rightarrow \varepsilon_t\wedge = \text{resid}$

Bước 2: Hồi quy phụ:

$$\varepsilon_t\wedge = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_2 X_{3t} + \ldots + \alpha_k X_{kt} + \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \ldots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \nu_t$$

$\Rightarrow R^2_{hqp}$

KIỂM ĐỊNH NHÂN TỬ LAGRANGE

Bước 3: Kiểm định giả thuyết:

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \ldots = \rho_p = 0 \Rightarrow$ Không có AR(p)

H_1 : Có ít nhất 1 $\rho_j \neq 0$ (j = 1,p) $\Rightarrow$ Có AR(p)

Trị kiểm định: $\chi^2_{tt} = (n\text{-}p)R^2_{hqp}$

$$\chi^{2*} = \chi^2_{p,\alpha}$$

$$\chi^2_{tt} > \chi^{2*} \text{ hay p-value} > \alpha \Rightarrow \text{ Bác bỏ } H_0$$

CÁC GiẢI PHÁP KHẮC PHỤC AR

1. Thay Đổi Dạng Hàm Số
2. Lấy sai phân
3. Các thủ tục ước lượng
   - Thủ tục Tính lặp Cochrane – Orcutt (CORC) (Cochrane và Orcutt, 1949)
   - Thủ tục tìm kiếm Hildrth – Lu (HILU) (Hildreth – Lu, 1960).

THAY ĐỔI DẠNG HÀM SỐ

Tương quan chuỗi có thể là triệu chứng của mô hình bị sai dạng hàm.

Không có thủ tục ước lượng nào có thể hiệu chỉnh vấn đề AR mà nguyên nhân là do đặc trưng sai trong phần xác định hơn là trong số hạng sai số

LẤY SAI PHÂN

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \varepsilon_t$$

Trong đó:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

Tuy nhiên, giải pháp sử dụng sai phân bậc nhất này không phải lúc nào cũng thích hợp

THỦ TỤC COCHRANE – ORCUTT

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

$$Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{(t-1)2} + \beta_3 X_{(t-1)3} + \ldots + \beta_k X_{(t-1)k} + \varepsilon_{t-1}$$

$\Rightarrow$

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta_1(1-\rho) + \beta_2[X_{t2} - \rho X_{(t-1)2}] + \beta_3[X_{t3} - \rho X(_{t-1)3}] + \ldots + \beta_k[X_{tk} - \rho X_{(t-)k}] + \nu_t$$

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 X_{t2}^* + \beta_3 X_{t3}^* + \ldots + \beta_k X_{tk}^* + \nu_t$$

THỦ TỤC COCHRANE – ORCUTT

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \ldots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \ (1)$$

<u>Bước 1</u>: Ước lượng (1) bằng OLS $\Rightarrow$ **ε_t^ = resid**

<u>Bước 2</u>: ε_t^ $\Rightarrow$ ε_{t-1}^, tính ρ^

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{N} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=1}^{N} \hat{\varepsilon}_t^2}$$

THỦ TỤC COCHRANE – ORCUTT

<u>Bước 3</u>: **Tính**

$$Y_t^* = Y_t - \rho_1 Y_{t-1} \qquad X_{tk}^* = X_{tk} - \rho_1 X_{t-1,k}$$

<u>Bước 4</u>: Ước lượng

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 X_{t2}^* + \beta_3 X_{t3}^* + \ldots + \beta_k X_{tk}^* + \nu_t$$

bằng OLS

THỦ TỤC COCHRANE – ORCUTT

Bước 5: Sử dụng các β_k^ trong bước 4 thay vào (1) để tính lại các ε_t^

Bước 6: Tính lại ρ^ và so sánh với ρ^ ở bước 2

⇒ Phương pháp này chỉ tìm được ρ^ cục bộ

THỦ TỤC HILDRTH – LU

Bước 1: Chọn một giá trị ρ (ρ_1). Sử dụng giá trị này, biến đổi các biến và ước lượng phương trình

$$Y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 X_{t2}^* + \beta_3 X_{t3}^* + \ldots + \beta_k X_{tk}^* + \nu_t \qquad (*)$$

bằng thủ tục OLS.

$$Y_t^* = Y_t - \rho_1 Y_{t-1} \qquad X_{tk}^* = X_{tk} - \rho_1 X_{t-1,k}$$

THỦ TỤC HILDRTH – LU

Bước 2:

- Từ các giá trị ước lượng này của phương trình (*) ta tính ra giá trị tổng bình phương sai số tương ứng. Gọi giá trị này là ESS(ρ_1).

- Tiếp tục chọn một giá trị khác nữa cho ρ (gọi là ρ_2) và lặp lại bước 1 và 2.

THỦ TỤC HILDRTH – LU

Bước 3:

- Thay đổi giá trị của ρ từ –1 đến + 1 theo với bước nhảy có tính hệ thống nào đó ⇒ Một chuỗi các giá trị ESS(ρ).
- Chọn ρ nào có giá trị ESS nhỏ nhất ⇒ ρ*
- Phương trình (*) ước lượng với giá trị ρ* là kết quả tối ưu.