



TỔNG QUAN MÔN HỌC: PHÂN TÍCH CHUỖI THỜI GIAN TRONG TÀI CHÍNH

NỘI DUNG CHÍNH

- Giới thiệu môn học
- Nội dung chi tiết từng chương
- Kế hoạch về đề tài môn học
- Đánh giá kết quả môn học

GIỚI THIỆU MÔN HỌC

- ❑ Môn học là phần mở rộng các phân tích trong Dự báo kinh tế, về phân tích dữ liệu **chuỗi thời gian**, đặc biệt là dữ liệu **Tài chính**.
- ❑ Các kết quả **ngiên cứu trước**:
 - ❑ Các phân tích và đánh giá phương sai của mô hình, thông qua phương sai sai số thay đổi, chỉ phụ thuộc vào **các biến độc lập**, chưa xét về sự phụ thuộc vào **chính phương sai trong quá khứ**.
 - ❑ Các mô hình liên quan mới dừng lại ở **mô hình ARIMA**

GIỚI THIỆU MÔN HỌC

CHƯƠNG 1: MỘT SỐ KHÁI NIỆM VỀ CHUỖI THỜI GIAN.

CHƯƠNG 2: MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN.

CHƯƠNG 3: MÔ HÌNH HOÁ PHƯƠNG SAI: CÁC MÔ HÌNH ARCH
VÀ GARCH.

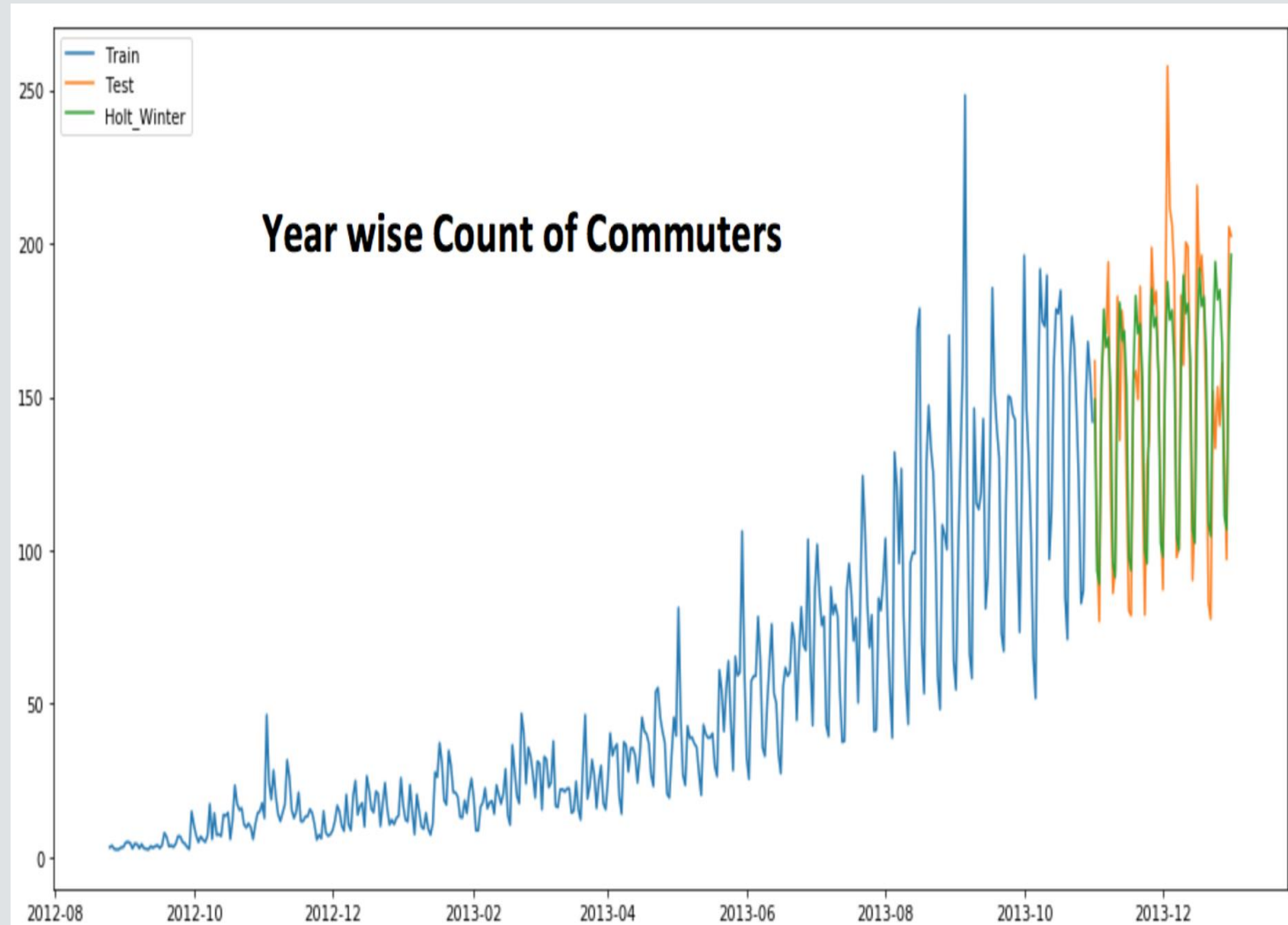
CHƯƠNG 4: MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐA BIẾN: MÔ HÌNH
VECTƠ TỰ HỒI QUY.

CHƯƠNG 5: ĐỒNG TÍCH HỢP VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG I

MỘT SỐ KHÁI NIỆM VỀ CHUỖI THỜI GIAN



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG I

MỘT SỐ KHÁI NIỆM VỀ CHUỖI THỜI GIAN

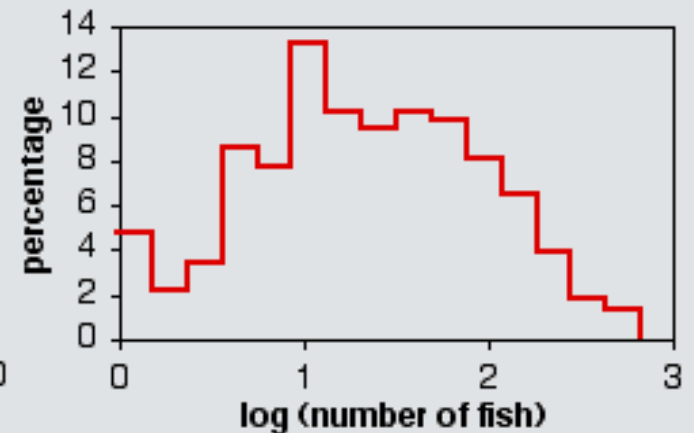
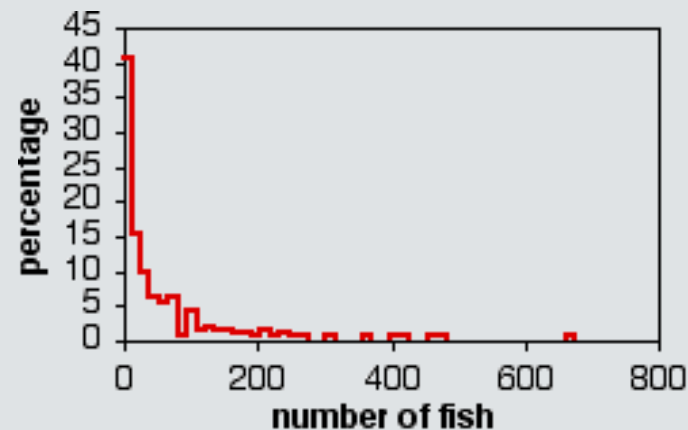
I. THẾ NÀO LÀ CHUỖI THỜI GIAN

II. CHUYỂN ĐỔI SỐ LIỆU

1. Thay đổi tần suất của chuỗi thời gian

2. Log hoá số liệu

3. Lấy sai phân



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG I

MỘT SỐ KHÁI NIỆM VỀ CHUỖI THỜI GIAN

III. CÁC THÀNH PHẦN CỦA MỘT CHUỖI THỜI GIAN- PHÂN RÃ CHUỖI THỜI GIAN

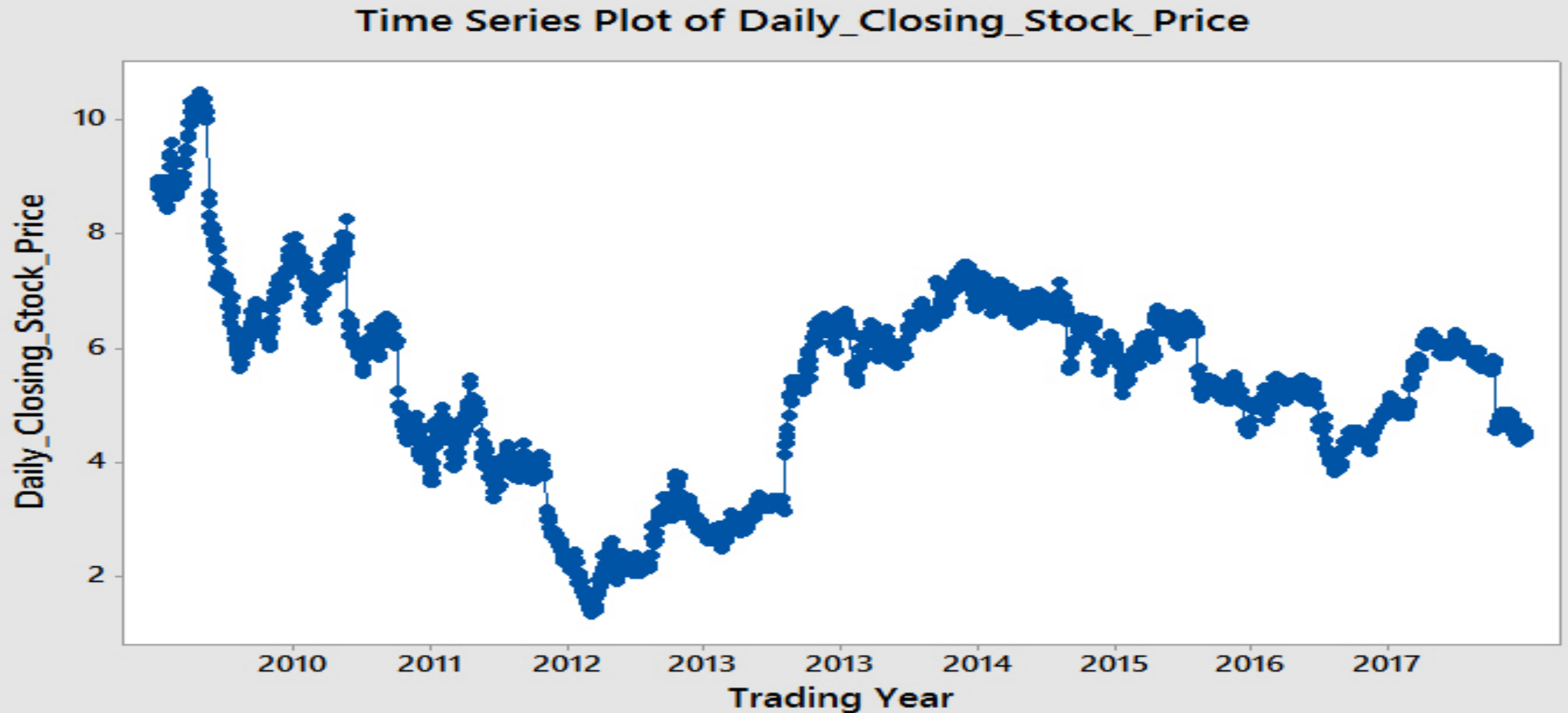
1. Các thành phần của chuỗi thời gian
2. Hiệu chỉnh mùa vụ
 - a. Kiểm định tính mùa
 - b. Các phương pháp hiệu chỉnh tính mùa
3. Phân rã thành phần xu thế
 - a. Kiểm định xu thế
 - b. Ước lượng xu thế



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG II

MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

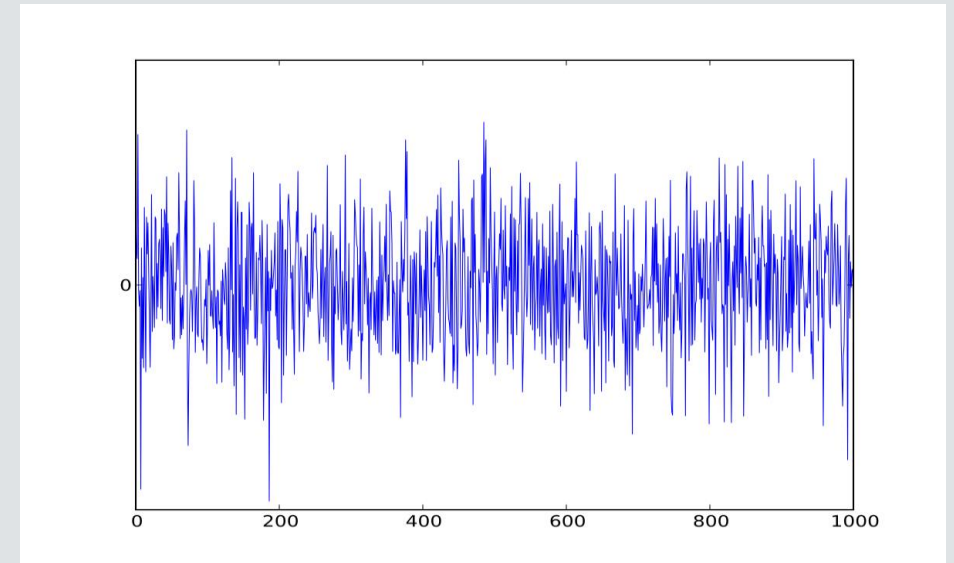
CHƯƠNG II

MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN

I. MỘT SỐ CHUỖI THỜI GIAN TRONG TÀI CHÍNH

1. Bước ngẫu nhiên
2. Nhiễu trắng
3. Chuỗi sai phân

II. ĐẶC ĐIỂM CỦA CHUỖI THỜI GIAN



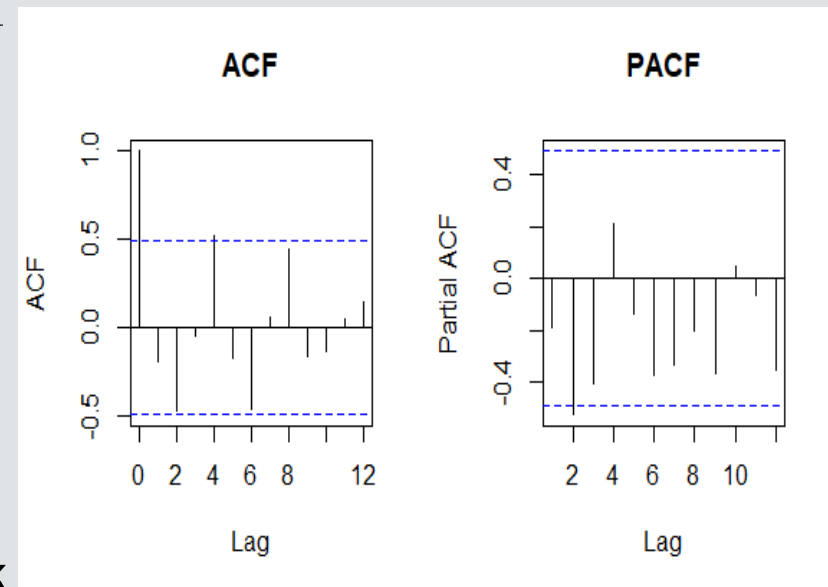
NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG II

MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN

III. TÍNH DỪNG- KIỂM ĐỊNH NGHIỆM ĐƠN VỊ

1. Tính dừng của chuỗi thời gian
2. Lược đồ ACF và PACF
3. Kiểm định nghiệm đơn vị
 - a. Kiểm định Dickey-Fuller với AR(1)
 - b. Kiểm định Dickey-Fuller với chuỗi có xu thế
 - c. Kiểm định Dickey-Fuller mở rộng với chuỗi AR(p)
 - d. Kiểm định Phillips-Perron



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG II

MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN

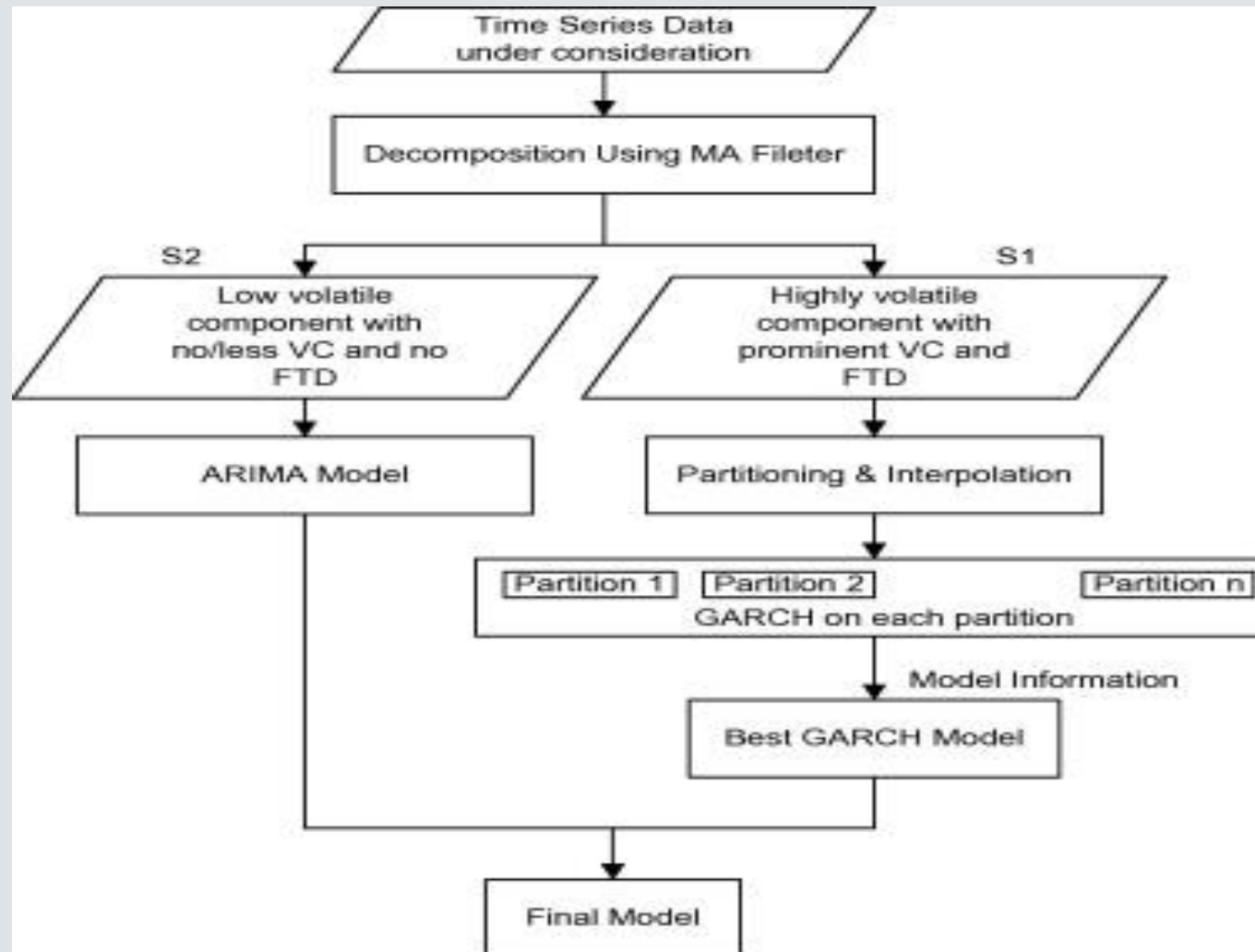
IV. MÔ HÌNH TỰ HỒI QUY – AR

V. MÔ HÌNH TRUNG BÌNH TRƯỢT – MA

VI. MÔ HÌNH ARMA(p,q) – MÔ HÌNH ARIMA(p,q)

NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG III. MÔ HÌNH HOÁ PHƯƠNG SAI: CÁC MÔ HÌNH ARCH VÀ GARCH



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG III. MÔ HÌNH HOÁ PHƯƠNG SAI: CÁC MÔ HÌNH ARCH VÀ GARCH

I. MÔ HÌNH ARCH

1. Mô hình ARCH(m)
2. Các đặc tính của ARCH
3. Kiểm định ARCH
4. Ước lượng ARCH trong Eviews

II. MÔ HÌNH GARCH

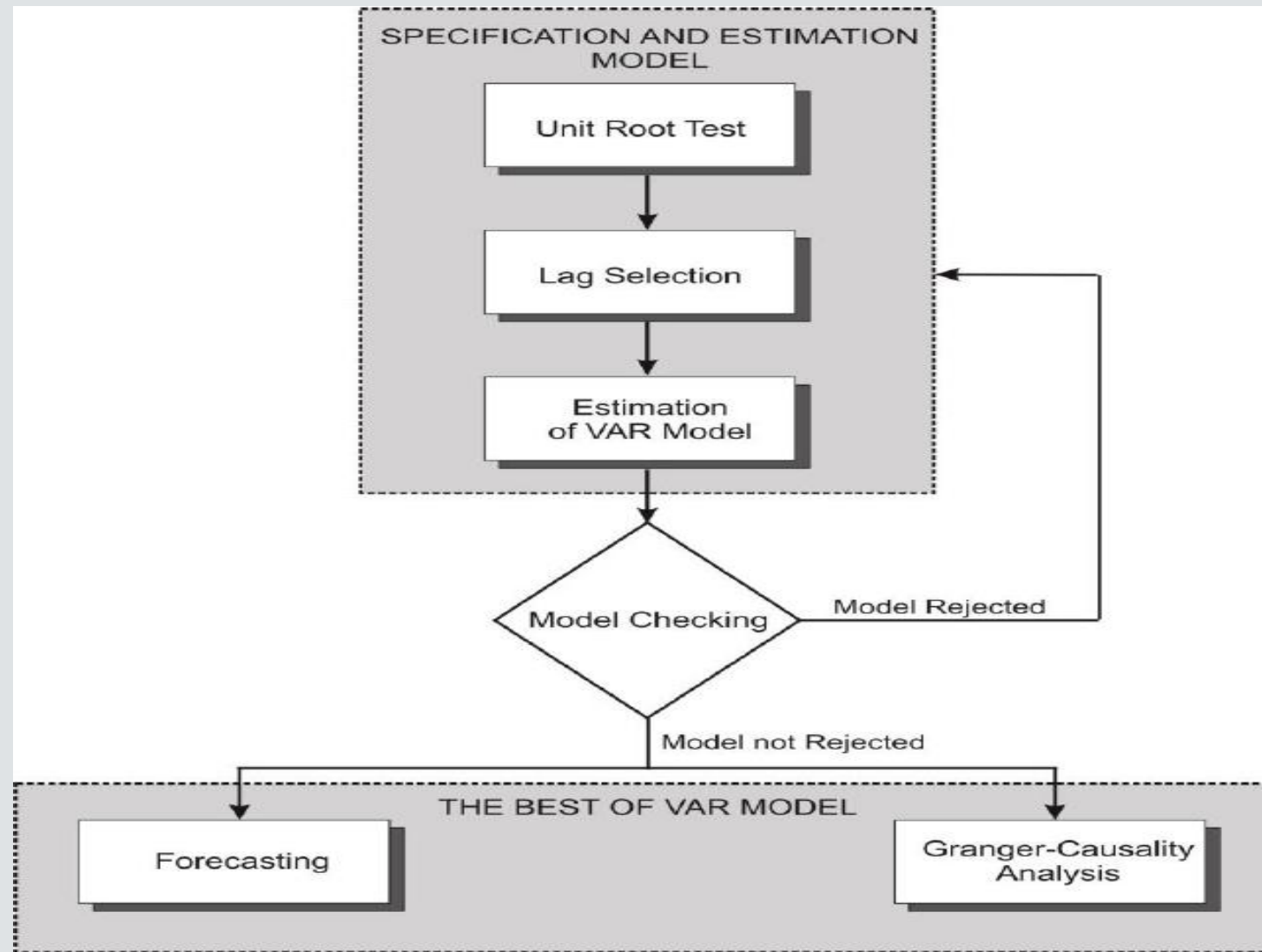
1. Mô hình GARCH(r,m)
2. Ước lượng GARCH trong Eviews
3. Dự báo với mô hình GARCH

III. CÁC DẠNG MÔ HÌNH GARCH KHÁC

1. Mô hình GARCH-M
2. Mô hình TGARCH
3. Mô hình EGARCH

NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG IV. MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐA BIẾN: MÔ HÌNH VECTƠ TỰ HỒI QUY (VAR)



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG IV. MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐA BIẾN: MÔ HÌNH VECTƠ TỰ HỒI QUY (VAR)

I. MÔ HÌNH VAR

1. Giới thiệu chung

2. Vector nhiều trạng

II. ƯỚC LƯỢNG VÀ KIỂM ĐỊNH

1. Lựa chọn độ trễ

2. Kiểm định nhân quả Granger

3. Thực hành với Eviews

III. HÀM PHẢN ỨNG VÀ PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

1. Hàm phản ứng (IRFs)

2. Phân rã phương sai (VDF)

3. Thực hành với Eviews

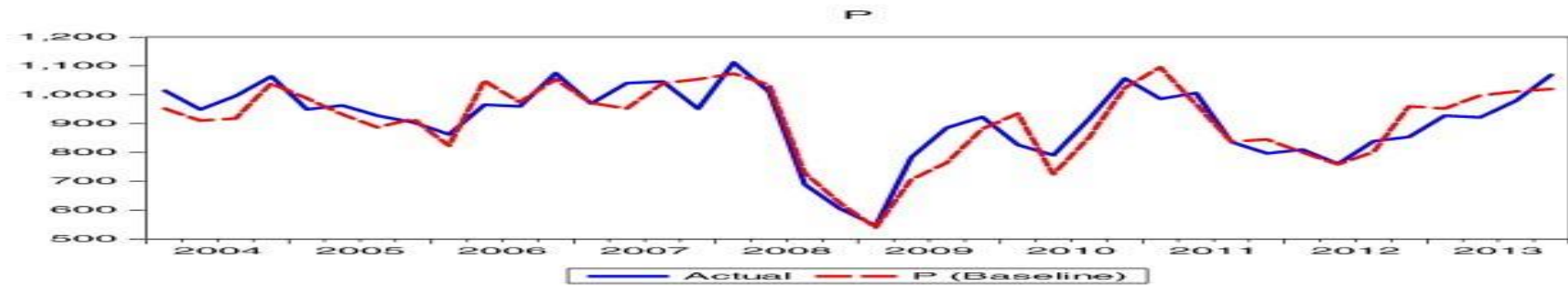
NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG V

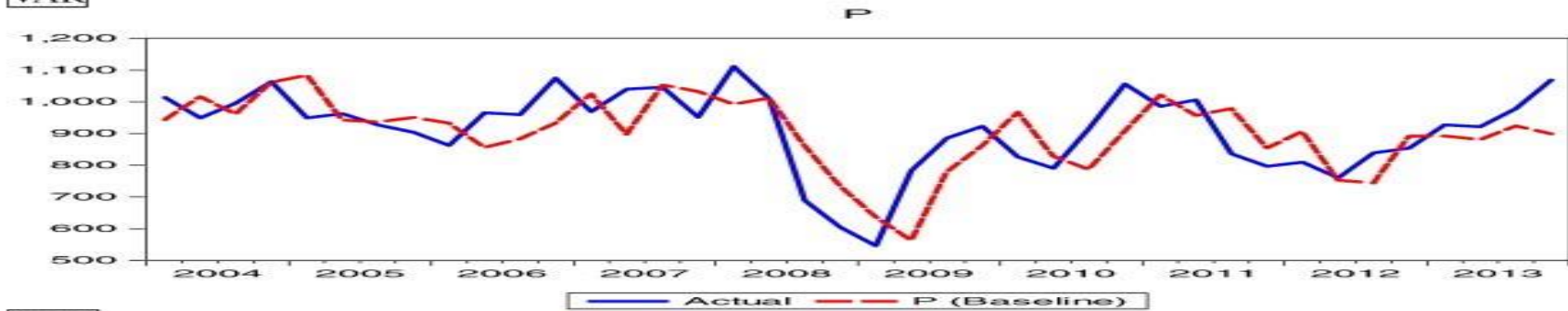
ĐỒNG TÍCH HỢP VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

Finance-insurance stock prices

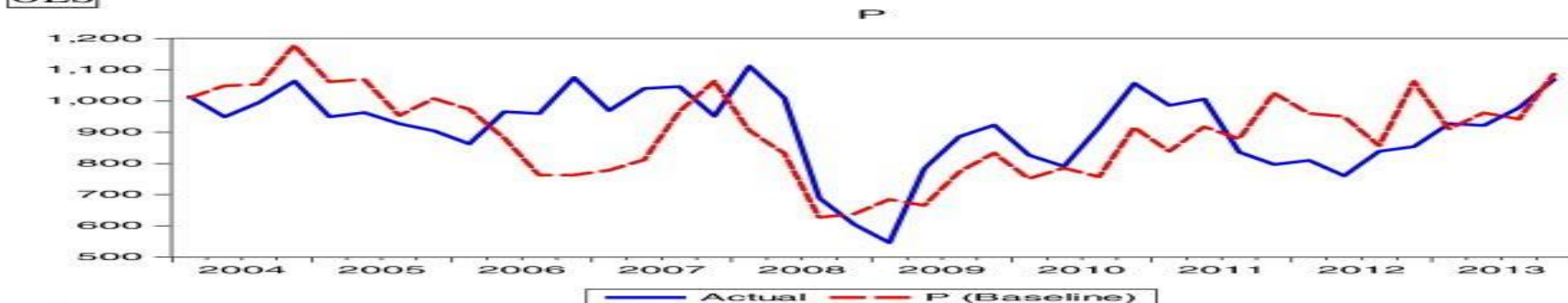
VECM



VAR



OLS



NỘI DUNG CHI TIẾT TỪNG CHƯƠNG

CHƯƠNG V

ĐỒNG TÍCH HỢP VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

I. HỒI QUY GIẢ VÀ ĐỒNG TÍCH HỢP

1. Hồi quy giả
2. Đồng tích hợp

II. PHƯƠNG PHÁP ENGLE–GRANGER VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

1. Kiểm định đồng tích hợp: Phương pháp Engle–Granger
2. Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM)
3. Thực hành với Eviews

III. PHƯƠNG PHÁP JOHANSEN VÀ MÔ HÌNH VECTƠ HIỆU CHỈNH SAI SỐ

1. Kiểm định đồng tích hợp: Phương pháp Johansen
2. Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM)
3. Thực hành với Eviews

KẾ HOẠCH VỀ ĐỀ TÀI MÔN HỌC

- Mỗi nhóm chọn một chủ đề với dữ liệu chuỗi thời gian trong tài chính (ngày, tháng, quý hoặc năm theo chỉ định của giảng viên) liên quan đến một số chỉ tiêu thường gặp trong phân tích tài chính.
- Từ tuần 1-10: thu thập số liệu, xử lý số liệu, tổng quan đề tài, ước lượng các mô hình ARIMA, ARCH, GARCH,...
- Từ tuần 11-15: ước lượng các mô hình còn lại và lựa chọn mô hình dự báo phù hợp cho dữ liệu.

ĐÁNH GIÁ MÔN HỌC

- Quá trình (30%): Kiểm tra thường xuyên, đề tài nhóm
- Giữa kỳ (20%): Kiểm tra trắc nghiệm + tự luận
- Cuối kỳ (50%): Kiểm tra trắc nghiệm + tự luận

Chương 1: MỘT SỐ KHÁI NIỆM VỀ CHUỖI THỜI GIAN. (6 tiết)

Thành phố Hồ Chí Minh, Ngày 25 tháng 11 năm 2020

Thế nào là một chuỗi thời gian

- 1 Là một chuỗi các điểm dữ liệu, được đo theo từng khoảng khắc thời gian liên nhau theo một tần suất thời gian thống nhất.
- 2 Phân tích chuỗi thời gian bao gồm các phương pháp để phân tích dữ liệu chuỗi thời gian, để từ đó trích xuất ra được các thuộc tính thống kê có ý nghĩa và các đặc điểm của dữ liệu.
- 3 Dự đoán chuỗi thời gian là việc sử dụng mô hình để dự đoán các sự kiện thời gian dựa vào các sự kiện đã biết trong quá khứ để từ đó dự đoán các điểm dữ liệu trước khi nó xảy ra (hoặc được đo).
- 4 Chuỗi thời gian thường được vẽ theo các đồ thị.

Các khái niệm cơ bản

1. Cấu thành của một chuỗi thời gian

- ❶ Dữ liệu dừng
- ❷ Dữ liệu có tính xu thế
- ❸ Dữ liệu có yếu tố mùa vụ
- ❹ Dữ liệu có tính chu kỳ

Các khái niệm cơ bản

1. Cấu thành của một chuỗi thời gian

Ví dụ minh họa

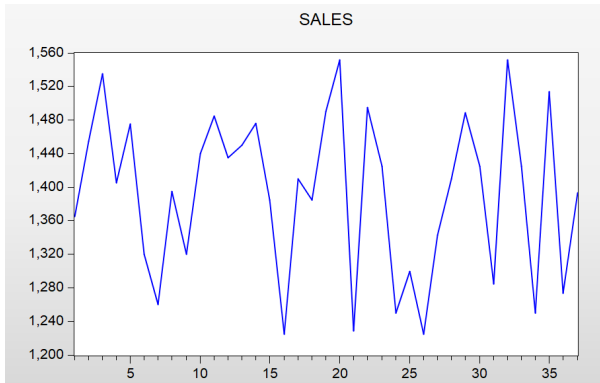
Xét bộ dữ liệu 1 như sau:

1365	1455	1535	1405	1475	1320	1260	1395
1320	1440	1485	1435	1450	1476	1385	1225
1410	1385	1490	1552	1229	1495	1425	1250
1300	1225	1343	1410	1489	1425	1285	1552
1425	1250	1514	1274	1393.167			

- Biểu diễn dữ liệu theo thời gian (dạng line, từ trái qua phải, từ trên xuống dưới)
- Nhận xét về dạng đồ thị

Các khái niệm cơ bản

1. Cấu thành của một chuỗi thời gian



Hình: Doanh số bán hàng

Các khái niệm cơ bản

1. Cấu thành của một chuỗi thời gian

Ví dụ minh họa

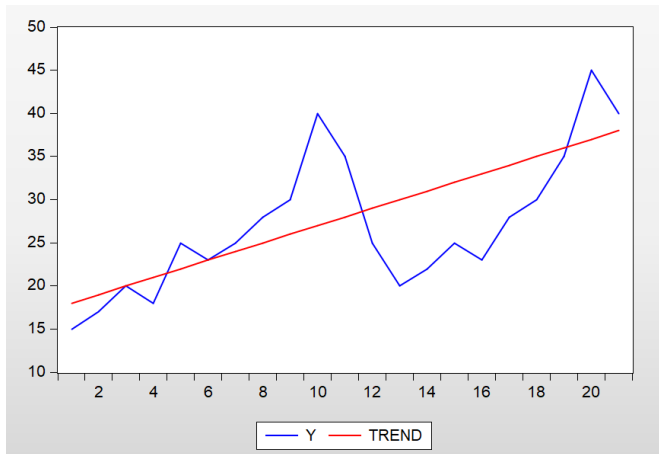
Xét bộ dữ liệu 2:

15	17	20	18	25	23	25
28	30	40	35	25	20	22
25	23	28	30	35	45	40

- Biểu diễn dữ liệu theo thời gian (dạng line, từ trái qua phải, từ trên xuống dưới)
- Nhận xét về dạng đồ thị

Các khái niệm cơ bản

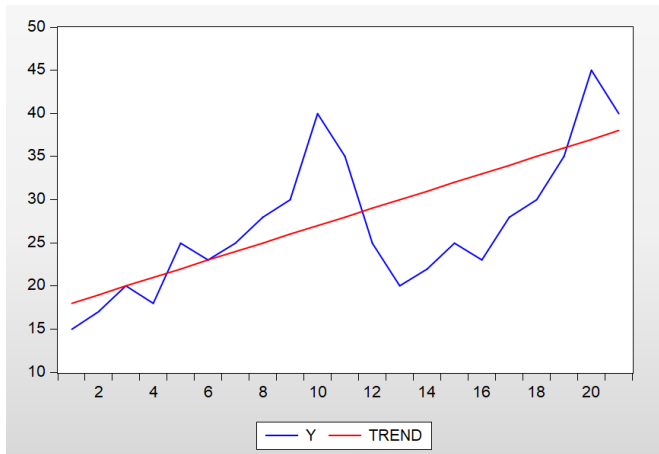
1. Cấu thành của một chuỗi thời gian



Hình: Đường xu thế và dữ liệu gốc của bộ dữ liệu 2

Các khái niệm cơ bản

1. Cấu thành của một chuỗi thời gian



Hình: Đường xu thế và dữ liệu gốc của bộ dữ liệu 2

Các khái niệm cơ bản

2. Tự tương quan và giản đồ tự tương quan.

Hiệp phương sai giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được xác định theo công thức

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY) \quad (1)$$

Các khái niệm cơ bản

2. Tự tương quan và giản đồ tự tương quan.

Hiệp phương sai giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được xác định theo công thức

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY) \quad (1)$$

Hệ số tương quan giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được xác định theo công thức

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \times \text{Var}(Y)}} \quad (2)$$

Các khái niệm cơ bản

2. Tự tương quan và giản đồ tự tương quan.

Hiệp phương sai giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được xác định theo công thức

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY) \quad (1)$$

Hệ số tương quan giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được xác định theo công thức

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \times \text{Var}(Y)}} \quad (2)$$

Hệ số tương quan mẫu giữa hai bộ dữ liệu Y_t và Y_{t-k} (độ trễ bậc k) được xác định theo công thức

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (3)$$

Ký hiệu:

AC hoặc ACF là hệ số tự tương quan và độ trễ k

PAC là hệ số tự tương quan riêng và độ trễ

Các khái niệm cơ bản

2. Tự tương quan và giản đồ tự tương quan.

Ví dụ minh họa

Dữ liệu 4:

861	910	875	966	1015	994
987	1022	1029	1099	1050	1120

Tính hệ số tự tương quan và hệ số tự tương quan riêng phần.

Các khái niệm cơ bản

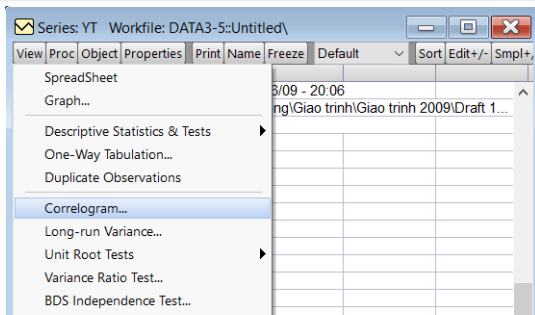
2. Tự tương quan và giải đồ tự tương quan.

Ví dụ minh họa

Dữ liệu 4:

861	910	875	966	1015	994
987	1022	1029	1099	1050	1120

Tính hệ số tự tương quan và hệ số tự tương quan riêng phần.



Các khái niệm cơ bản

2. Tự tương quan và giản đồ tự tương quan.

Date: 06/27/19 Time: 17:58

Sample: 1 12

Included observations: 12

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	0.572	0.572	4.9955	0.025
				2	0.463	0.202	8.5920	0.014
				3	0.111	-0.335	8.8203	0.032
				4	0.016	-0.026	8.8254	0.066
				5	-0.033	0.143	8.8519	0.115
				6	-0.102	-0.152	9.1419	0.166

Hình: Giản đồ tự tương quan dữ liệu gốc với độ trễ $k=6$ của dữ liệu 4

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Kiểm định **sự bằng 0** của các hệ số tự tương quan.

$$\begin{cases} H_0 : \rho_k = 0 \\ H_1 : \rho_k \neq 0 \end{cases}$$

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Kiểm định **sự bằng 0** của các hệ số tự tương quan.

$$\begin{cases} H_0 : \rho_k = 0 \\ H_1 : \rho_k \neq 0 \end{cases}$$

Giá trị kiểm định, so sánh với giá trị tra bảng $t_{n-1, \alpha/2}$

$$t = \frac{r_k}{se(r_k)}, \text{ trong đó } se(r_k) = \sqrt{\frac{1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} r_i^2}{n}}.$$

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Kiểm định **sự bằng nhau đồng thời bằng 0** của các hệ số tự tương quan

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_m = 0 \\ H_1 : \rho_1^2 + \rho_2^2 + \cdots + \rho_m^2 > 0 \end{cases}$$

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Kiểm định **sự bằng nhau đồng thời bằng 0** của các hệ số tự tương quan

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_m = 0 \\ H_1 : \rho_1^2 + \rho_2^2 + \cdots + \rho_m^2 > 0 \end{cases}$$

Giá trị kiểm định, so sánh với giá trị tra bảng $\chi^2(m, \alpha)$

$$Q = n \sum_{i=1}^m r_i^2$$

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Kiểm định **sự bằng nhau đồng thời bằng 0** của các hệ số tự tương quan

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_m = 0 \\ H_1 : \rho_1^2 + \rho_2^2 + \cdots + \rho_m^2 > 0 \end{cases}$$

Giá trị kiểm định, so sánh với giá trị tra bảng $\chi^2(m, \alpha)$

$$Q = n \sum_{i=1}^m r_i^2$$

Chính là các giá trị Q trong giản đồ tự tương quan, và p – value chính là cột *prob.* tương ứng.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- ❶ **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- ❶ **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau. $\Rightarrow$ Hệ số tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} với bất kỳ độ trễ k nào đều gần bằng 0.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- 1 **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau. $\Rightarrow$ Hệ số tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} với bất kỳ độ trễ k nào đều gần bằng 0.
- 2 **Chuỗi dừng:** hệ số tự tương quan của các bậc đầu tiên khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, các hệ số tự tương quan các bậc sau bằng 0.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- ❶ **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau. $\Rightarrow$ Hệ số tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} với bất kỳ độ trễ k nào đều gần bằng 0.
- ❷ **Chuỗi dừng:** hệ số tự tương quan của các bậc đầu tiên khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, các hệ số tự tương quan các bậc sau bằng 0.
- ❸ **Chuỗi xu thế (không dừng):** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian có mức độ tương quan cao với nhau

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- ① **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau. $\Rightarrow$ Hệ số tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} với bất kỳ độ trễ k nào đều gần bằng 0.
- ② **Chuỗi dừng:** hệ số tự tương quan của các bậc đầu tiên khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, các hệ số tự tương quan các bậc sau bằng 0.
- ③ **Chuỗi xu thế (không dừng):** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian có mức độ tương quan cao với nhau $\Rightarrow$ Các hệ số tự tương quan khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê.
- ④ **Chuỗi có yếu tố mùa vụ:** hệ số tự tương quan tại một (một số) độ trễ mùa khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Sử dụng các hệ số tự tương quan với các độ trễ khác nhau của một biến số nhất định Y_t nhằm xác định tính chất của chuỗi:

- ① **Chuỗi ngẫu nhiên:** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian không có liên quan gì với nhau. $\Rightarrow$ Hệ số tự tương quan giữa Y_t và Y_{t-k} với bất kỳ độ trễ k nào đều gần bằng 0.
- ② **Chuỗi dừng:** hệ số tự tương quan của các bậc đầu tiên khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, các hệ số tự tương quan các bậc sau bằng 0.
- ③ **Chuỗi xu thế (không dừng):** các giá trị kế nhau trong một chuỗi thời gian có mức độ tương quan cao với nhau $\Rightarrow$ Các hệ số tự tương quan khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê.
- ④ **Chuỗi có yếu tố mùa vụ:** hệ số tự tương quan tại một (một số) độ trễ mùa khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê $\Rightarrow$ Độ trễ mùa cho dữ liệu theo quý bằng 4, dữ liệu theo tháng bằng 12.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

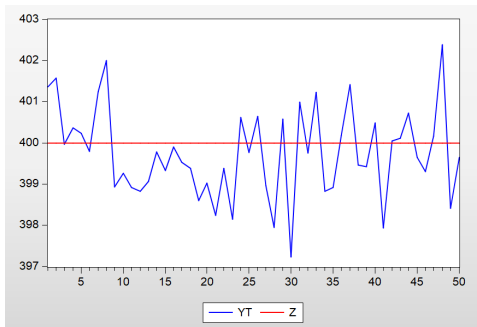
Chuỗi ngẫu nhiên: Tạo bộ dữ liệu ngẫu nhiên

genr xt=nrnd

genr yt=xt+400

plot yt

genr z=400



Hình: Đồ thị của chuỗi ngẫu nhiên Y_t

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi ngẫu nhiên:

Date: 06/27/19 Time: 21:08

Sample: 1 50

Included observations: 50

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.020	-0.020	0.0211	0.885
		2 0.113	0.113	0.7179	0.698
		3 -0.053	-0.049	0.8724	0.832
		4 0.070	0.057	1.1516	0.886
		5 0.028	0.042	1.1985	0.945
		6 0.088	0.074	1.6575	0.948

Hình: Biểu đồ tự tương quan chuỗi ngẫu nhiên

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi dừng

Một số đặc điểm của chuỗi dừng:

- 1 Thể hiện xu hướng trở lại trạng thái trung bình theo một cách trong đó dữ liệu dao động xung quanh một giá trị trung bình cố định trong dài hạn.
- 2 Có một phương sai xác định không thay đổi theo thời gian.
- 3 Có một giản đồ tự tương quan với các hệ số tương quan giảm dần khi độ trễ tăng.

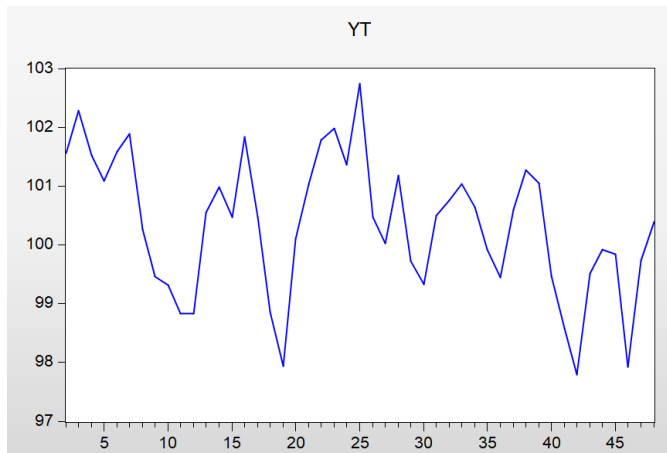
Tạo bộ dữ liệu ngẫu nhiên

```
smpl 1 1  
genr xt=0  
smpl 2 48  
genr xt=.5*xt(-1)+nrnd  
genr yt=xt+100  
plot
```

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi dừng



Hình: Đồ thị chuỗi dừng Y_t

Các khái niệm cơ bản

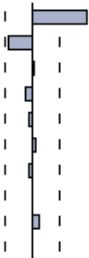
3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi dừng

Date: 07/01/19 Time: 07:34

Sample: 2 48

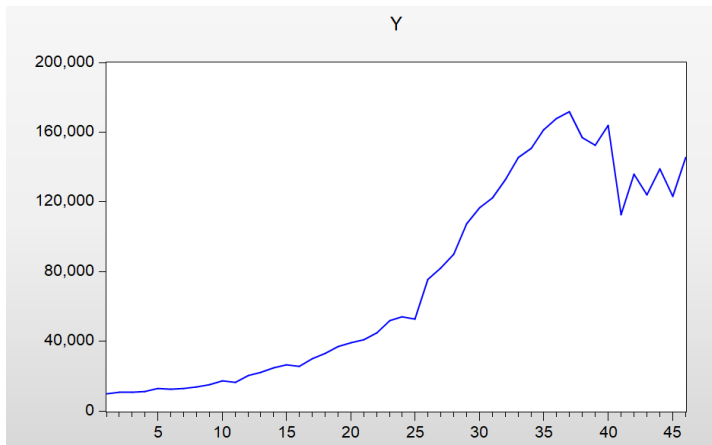
Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.581	0.581	16.882	0.000
		2	0.168	-0.256	18.322	0.000
		3	-0.011	0.024	18.328	0.000
		4	-0.090	-0.081	18.763	0.001
		5	-0.121	-0.041	19.569	0.002
		6	-0.072	0.039	19.858	0.003
		7	-0.039	-0.044	19.947	0.006
		8	-0.025	0.001	19.984	0.010
		9	0.041	0.079	20.084	0.017
		10	0.080	0.004	20.480	0.025

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi xu thế



Hình: Đồ thị của chuỗi xu thế

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi xu thế

Date: 07/01/19 Time: 17:38

Sample: 1 46

Included observations: 46

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.948	0.948	44.115	0.000	
		2	0.919	0.201	86.528	0.000	
		3	0.865	-0.226	124.96	0.000	
		4	0.816	-0.068	160.00	0.000	
		5	0.750	-0.164	190.28	0.000	
		6	0.699	0.071	217.25	0.000	
		7	0.621	-0.215	239.10	0.000	
		8	0.543	-0.199	256.23	0.000	
		9	0.466	0.033	269.18	0.000	
		10	0.381	-0.125	278.06	0.000	

Hình: Biểu đồ tự tương quan chuỗi xu thế

Nhận xét: Y_t là chuỗi không dừng

Các khái niệm cơ bản

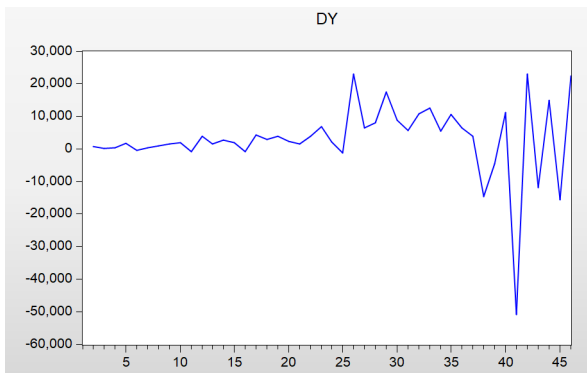
3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi xu thế

Tạo dữ liệu sai phân của chuỗi xu thế

$genr\ dy=d(y)$

plot



Hình: Đồ thị sai phân bậc 1 của chuỗi xu thế

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi xu thế

Date: 07/01/19 Time: 17:49

Sample: 1 46

Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.364	-0.364	6.3675	0.012
		2	0.390	0.297	13.855	0.001
		3	-0.016	0.243	13.868	0.003
		4	0.257	0.269	17.287	0.002
		5	-0.185	-0.161	19.103	0.002
		6	-0.013	-0.435	19.112	0.004
		7	0.076	-0.041	19.438	0.007
		8	-0.151	0.095	20.746	0.008
		9	-0.046	0.074	20.872	0.013
		10	-0.049	-0.003	21.019	0.021

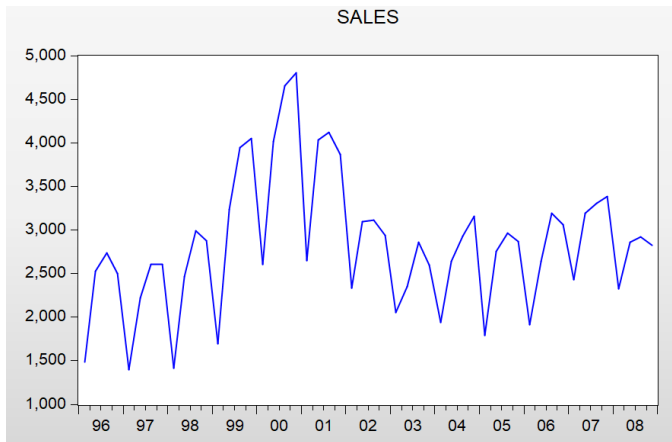
Hình: Biểu đồ tự tương quan của sai phân chuỗi xu thế

Nhận xét: sai phân bậc 1 của chuỗi xu thế là chuỗi dừng.

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi có yếu tố mùa vụ



Hình: Đồ thị của chuỗi mùa vụ

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Chuỗi có yếu tố mùa vụ

Date: 07/01/19 Time: 18:08

Sample: 1996Q1 2008Q4

Included observations: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.393	0.393	8.4970	0.004
		2	0.154	-0.000	9.8280	0.007
		3	0.294	0.276	14.773	0.002
		4	0.744	0.687	47.114	0.000
		5	0.151	-0.633	48.469	0.000
		6	-0.153	-0.400	49.898	0.000
		7	-0.047	-0.179	50.036	0.000
		8	0.347	0.002	57.720	0.000
		9	-0.183	-0.081	59.897	0.000
		10	-0.435	0.120	72.533	0.000

Hình: Biểu đồ tự tương quan chuỗi mùa vụ

Các khái niệm cơ bản

3. Hệ số tự tương quan và nhận dạng dữ liệu

Các bài toán kiểm định và ước lượng khoảng tin cậy của hệ số tương quan ρ

$$\begin{cases} H_0 : & \rho = 0 \\ H_1 : & \rho \neq 0 \end{cases}$$

$$\rho \in (\rho_k \pm t_{n-1, \alpha/2} \times se(\rho_k))$$

Các khái niệm cơ bản

4. Lựa chọn mô hình dự báo

- ❶ **Đối với dữ liệu dừng:** sử dụng các mô hình dự báo thô, các phương pháp trung bình giản đơn, các mô hình trung bình di động, các mô hình ARIMA.
- ❷ **Đối với dữ liệu xu thế:** sử dụng mô hình trung bình di động, san mũ Holt, hồi quy đơn, mô hình hàm xu thế, mô hình ARIMA.
- ❸ **Đối với dữ liệu mùa:** sử dụng các mô hình phân tích, san mũ Winters, hồi quy bội, các mô hình ARIMA.
- ❹ **Đối với dữ liệu chu kỳ:** sử dụng các mô hình phân tích, các mô hình kinh tế lượng, hồi quy bội, các mô hình ARIMA.

Các khái niệm cơ bản

5. Xác định độ chính xác của mô hình dự báo

- 1 Các hệ số tự tương quan của phần dư trong mô hình dự báo có ngẫu nhiên?
- 2 Phần dư của dự báo đã có phân phối chuẩn hay chưa?
- 3 Các hệ số ước lượng (trong các mô hình hồi quy, ARIMA, ARCH...) có ý nghĩa thống kê hay không?
- 4 Các mô hình hồi quy có bị các hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan, hồi quy giả mạo hay không?
- 5 Các mô hình dự báo ARIMA, ARCH... đã hiệu quả chưa qua các hệ số AIC, BIC... cũng như các sai số giữa giá trị dự báo và giá trị thực tế.
- 6 Kỹ thuật dự báo được chọn có đơn giản và dễ hiểu đối với những người ra quyết định.

Chuyển đổi số liệu

- 1 Thay đổi tần suất của chuỗi thời gian
- 2 Log hoá số liệu
- 3 Lấy sai phân

Các thành phần của chuỗi thời gian

Các thành phần của chuỗi thời gian

- 1 Thành phần **xu thế (trend)** thể hiện sự tăng giảm ẩn bên trong của chuỗi thời gian, ký hiệu t (times).

Các thành phần của chuỗi thời gian

Các thành phần của chuỗi thời gian

- 1 Thành phần **xu thế (trend)** thể hiện sự tăng giảm ẩn bên trong của chuỗi thời gian, ký hiệu t (times).
- 2 Thành phần **chu kỳ (cyclical)** thể hiện sự dao động giống như hình sóng và sự dao động lặp đi lặp lại sau một thời kỳ thường dài hơn một năm, ký hiệu C .
- 3 Thành phần **mùa** thể hiện sự dao động mùa vụ như theo quý, tháng, tuần..., ký hiệu S .

Các thành phần của chuỗi thời gian

Các thành phần của chuỗi thời gian

- 1 Thành phần **xu thế (trend)** thể hiện sự tăng giảm ẩn bên trong của chuỗi thời gian, ký hiệu t (times).
- 2 Thành phần **chu kỳ (cyclical)** thể hiện sự dao động giống như hình sóng và sự dao động lặp đi lặp lại sau một thời kỳ thường dài hơn một năm, ký hiệu C .
- 3 Thành phần **mùa** thể hiện sự dao động mùa vụ như theo quý, tháng, tuần..., ký hiệu S .
- 4 Thành phần **ngẫu nhiên, bất thường (irregular)** thể hiện sự thay đổi ngẫu nhiên mà không dự báo được, ký hiệu I .

Các thành phần của chuỗi thời gian

Mô hình biểu diễn các thành phần của chuỗi thời gian

1 Mô hình cộng tính

$$Y = t + C + S + I. \quad (4)$$

Mô hình cộng tính hiệu quả trong trường hợp chuỗi dữ liệu đang được phân tích có xu hướng xấp xỉ nhau tính theo chuỗi thời gian.

Các thành phần của chuỗi thời gian

Mô hình biểu diễn các thành phần của chuỗi thời gian

1 Mô hình cộng tính

$$Y = t + C + S + I. \quad (4)$$

Mô hình cộng tính hiệu quả trong trường hợp chuỗi dữ liệu đang được phân tích có xu hướng xấp xỉ nhau tính theo chuỗi thời gian.

2 Mô hình nhân tính

$$Y = t \times C \times S \times I. \quad (5)$$

Mô hình nhân tính hiệu quả trong trường hợp chuỗi dữ liệu được phân tích có sự biến thiên nhanh chóng theo thời gian.

Các thành phần của chuỗi thời gian

Mô hình biểu diễn các thành phần của chuỗi thời gian

① Mô hình cộng tính

$$Y = t + C + S + I. \quad (4)$$

Mô hình cộng tính hiệu quả trong trường hợp chuỗi dữ liệu đang được phân tích có xu hướng xấp xỉ nhau tính theo chuỗi thời gian.

② Mô hình nhân tính

$$Y = t \times C \times S \times I. \quad (5)$$

Mô hình nhân tính hiệu quả trong trường hợp chuỗi dữ liệu được phân tích có sự biến thiên nhanh chóng theo thời gian.

⇒ Mô hình nhân tính phù hợp hơn với dữ liệu biến động nhiều theo thời gian.

Các thành phần của chuỗi thời gian

Dữ liệu được điều chỉnh yếu tố mùa

Thành phần xu thế được biểu diễn theo mô hình phụ thuộc vào thời gian t trong **mô hình cộng tính**:

- 1 Xu thế tuyến tính

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon. \quad (6)$$

- 2 Xu thế có dạng bậc hai (đường cong parabol)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon. \quad (7)$$

- 3 Xu thế có dạng bậc ba (đường cong)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon. \quad (8)$$

- 4 Một số mô hình xu thế khác phụ thuộc vào sự đa dạng của các thời gian t ...

Các thành phần của chuỗi thời gian

- Khi dữ liệu **có yếu tố mùa**, trước tiên cần **tách yếu tố mùa** ra khỏi chuỗi dữ liệu.

Các thành phần của chuỗi thời gian

- Khi dữ liệu **có yếu tố mùa**, trước tiên cần **tách yếu tố mùa** ra khỏi chuỗi dữ liệu.
- Sau đó, sử dụng chuỗi dữ liệu được **điều chỉnh yếu tố mùa** để thực hiện **dự báo xu thế**.

Các thành phần của chuỗi thời gian

- Khi dữ liệu **có yếu tố mùa**, trước tiên cần **tách yếu tố mùa** ra khỏi chuỗi dữ liệu.
- Sau đó, sử dụng chuỗi dữ liệu được **điều chỉnh yếu tố mùa** để thực hiện **dự báo xu thế**.
- Có **nhiều phương pháp** để **tách yếu tố mùa** ra khỏi dữ liệu gốc theo nhiều phương pháp. Phương pháp **đơn giản nhất** là phương pháp **trung bình di động** (Moving average method).

Các thành phần của chuỗi thời gian

- Khi dữ liệu **có yếu tố mùa**, trước tiên cần **tách yếu tố mùa** ra khỏi chuỗi dữ liệu.
- Sau đó, sử dụng chuỗi dữ liệu được **điều chỉnh yếu tố mùa** để thực hiện **dự báo xu thế**.
- Có **nhiều phương pháp** để **tách yếu tố mùa** ra khỏi dữ liệu gốc theo nhiều phương pháp. Phương pháp **đơn giản nhất** là phương pháp **trung bình di động** (Moving average method).
- Cách **tính toán** dựa vào phần mềm Eviews:
 - Mô hình **nhân tính**, sử dụng tỷ lệ trung bình di động (Ratio to Moving Average)
 - Mô hình **cộng tính**, sử dụng chênh lệch so với trung bình di động (Difference from Moving average).

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)
 - Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \cdots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)
 - Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \dots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

- CMA_t bao gồm yếu tố xu thế và chu kỳ kết hợp lại

$$CMA_t = T_t \times C_t$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)

- Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \cdots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

- CMA_t bao gồm yếu tố xu thế và chu kỳ kết hợp lại

$$CMA_t = T_t \times C_t$$

- Tính toán tỷ lệ

$$\tau_t = \frac{Y_t}{CMA_t},$$

tức là

$$\tau_t = S_t \times I_t.$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m
- Điều chỉnh các chỉ số mùa để **tích bằng 1**, thông qua các nhân tố mùa (The seasonal factors), tương ứng **Scaling factors** trong Eviews:

- Chuỗi dữ liệu theo tháng

$$S_m = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \cdots i_{12}}}$$

- Chuỗi dữ liệu theo quý

$$S_m = \frac{i_m}{\sqrt[4]{i_1 i_2 i_3 i_4}}$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m
- Điều chỉnh các chỉ số mùa để **tích bằng 1**, thông qua các nhân tố mùa (The seasonal factors), tương ứng **Scaling factors** trong Eviews:

- Chuỗi dữ liệu theo tháng

$$S_m = \frac{i_m}{\sqrt[12]{i_1 i_2 \cdots i_{12}}}$$

- Chuỗi dữ liệu theo quý

$$S_m = \frac{i_m}{\sqrt[4]{i_1 i_2 i_3 i_4}}$$

- Chuỗi dữ liệu sau khi đã điều chỉnh yếu tố mùa:

$$\frac{Y_t}{S_t} = T_t \times C_t \times I_t.$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Ví dụ minh họa

	Thời gian	Y
Dữ liệu 5:	2003Q1	64.2
	2003Q2	75.7
	2003Q3	117.1
	2003Q4	72.4
	2004Q1	69.4
	2004Q2	90
	2004Q3	139.3
	2004Q4	84.7
	2005Q1	97.6
	2005Q2	120
	2005Q3	184.7
	2005Q4	101.9
	2006Q1	125.2
	2006Q2	160
	2006Q3	237.2
	2006Q4	143.4

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Giá trị trung bình trung tâm

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4},$$

tức là

$$\text{genr } cma_t = (0.5 * y(2) + y(1) + y(0) + y(-1) + 0.5 * y(-2))/4$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính: Kết quả tính các giá trị trung bình trung tâm

2003Q1	
2003Q2	
2003Q3	83
2003Q4	85.4375
2004Q1	90.000000000000001
2004Q2	94.312499999999999
2004Q3	99.375
2004Q4	106.65
2005Q1	116.075
2005Q2	123.9
2005Q3	129.5
2005Q4	137.95
2006Q1	149.5125
2006Q2	161.2625
2006Q3	
2006Q4	

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán các tỷ lệ

$$\tau_t = \frac{Y_t}{CMA_t},$$

tức là

$$genr \quad tau_t = y/cma_t$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

2003Q1	
2003Q2	
2003Q3	1.410843373493976
2003Q4	0.8474030724213608
2004Q1	0.7711111111111111
2004Q2	0.9542743538767398
2004Q3	1.401761006289308
2004Q4	0.7941865916549461
2005Q1	0.8408356665948741
2005Q2	0.9685230024213076
2005Q3	1.426254826254826
2005Q4	0.7386734324030448
2006Q1	0.837388178245966
2006Q2	0.9921711495232926
2006Q3	
2006Q4	

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa

$$i_i = \overline{\tau}_i, \forall i = 1, 2, 3, 4.$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa

$$i_i = \overline{\tau}_i, \forall i = 1, 2, 3, 4.$$

Kết quả theo quý

Q1	0.816444985
Q2	0.971656169
Q3	1.412953069
Q4	0.793421032

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình nhân tính

- Tính toán chỉ số mùa

$$i_i = \overline{\tau}_i, \forall i = 1, 2, 3, 4.$$

Kết quả theo quý

Q1	0.816444985
Q2	0.971656169
Q3	1.412953069
Q4	0.793421032

- Dữ liệu điều chỉnh yếu tố mùa sao cho **tích bằng 1**

Q1	0.840735101
Q2	1.000563984
Q3	1.454989942
Q4	0.817026161

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)
 - Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \dots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)
 - Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \dots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

- CMA_t bao gồm yếu tố xu thế và chu kỳ kết hợp lại

$$CMA_t = T_t + C_t$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán giá trị trung bình trung tâm (CMA - centered moving average)
 - Số liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+6} + Y_{t+5} + \dots + Y_{t-5} + 0.5Y_{t-6}}{12}$$

- Số liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5Y_{t+2} + Y_{t+1} + Y_t + Y_{t-1} + 0.5Y_{t-2}}{4}$$

- CMA_t bao gồm yếu tố xu thế và chu kỳ kết hợp lại

$$CMA_t = T_t + C_t$$

- Tính toán sự khác biệt

$$\tau_t = Y_t - CMA_t,$$

tức là

$$\tau_t = S_t + I_t.$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m
- Điều chỉnh các chỉ số mùa để **tổng bằng 0**, thông qua các nhân tố mùa (The seasonal indices), tương ứng **Scaling factors** trong Eviews:

- Chuỗi dữ liệu theo tháng

$$S_m = i_m - \frac{i_1 + i_2 + \dots + i_{12}}{12}$$

- Chuỗi dữ liệu theo quý

$$S_m = i_m - \frac{i_1 + i_2 + i_3 + i_4}{4}$$

Các thành phần của chuỗi thời gian

Tỷ lệ trung bình di động - Mô hình cộng tính

- Tính toán chỉ số mùa:
 - Chuỗi dữ liệu theo tháng: i_m là chỉ số mùa cho tháng m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của tháng m
 - Chuỗi dữ liệu theo quý: i_m là chỉ số mùa cho quý m bằng trung bình của các τ_i với các quan sát của quý m
- Điều chỉnh các chỉ số mùa để **tổng bằng 0**, thông qua các nhân tố mùa (The seasonal indices), tương ứng **Scaling factors** trong Eviews:

- Chuỗi dữ liệu theo tháng

$$S_m = i_m - \frac{i_1 + i_2 + \dots + i_{12}}{12}$$

- Chuỗi dữ liệu theo quý

$$S_m = i_m - \frac{i_1 + i_2 + i_3 + i_4}{4}$$

- Chuỗi dữ liệu sau khi đã điều chỉnh yếu tố mùa:

$$Y_t - S_t = T_t + C_t + I_t.$$

Kiểm định tính mùa vụ

- ❶ Kiểm định **sự bằng nhau giữa các trung vị** của các nhóm (thể hiện tính mùa) bằng **kiểm định Kruskal-Wallis**:

$$\begin{cases} H_0 : & \text{Không có yếu tố mùa} \\ H_1 : & \text{Có yếu tố mùa} \end{cases}$$

Kiểm định tính mùa vụ

- 1 Kiểm định **sự bằng nhau giữa các trung vị** của các nhóm (thể hiện tính mùa) bằng **kiểm định Kruskal-Wallis**:

$$\begin{cases} H_0 : & \text{Không có yếu tố mùa} \\ H_1 : & \text{Có yếu tố mùa} \end{cases}$$

- 2 Tạo các **biến trung bình trượt**:

- 1 Nếu dữ liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5 * y(t-2) + y(t-1) + y(t) + y(t+1) + 0.5 * y(t+2)}{4}$$

- 2 Nếu dữ liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5 * y(t-6) + \dots + y(t-1) + y(t) + \dots + 0.5 * y(t+6)}{12}$$

Kiểm định tính mùa vụ

- 1 Kiểm định **sự bằng nhau giữa các trung vị** của các nhóm (thể hiện tính mùa) bằng **kiểm định Kruskal-Wallis**:

$$\begin{cases} H_0 : & \text{Không có yếu tố mùa} \\ H_1 : & \text{Có yếu tố mùa} \end{cases}$$

- 2 Tạo các **biến trung bình trượt**:

- 1 Nếu dữ liệu theo quý

$$CMA_t = \frac{0.5 * y(t-2) + y(t-1) + y(t) + y(t+1) + 0.5 * y(t+2)}{4}$$

- 2 Nếu dữ liệu theo tháng

$$CMA_t = \frac{0.5 * y(t-6) + \dots + y(t-1) + y(t) + \dots + 0.5 * y(t+6)}{12}$$

- 3 Tạo các **biến kiểm tra** bằng nhau giữa các mùa

- 1 Mô hình cộng tính: $\text{genr siadd} = y - \text{cma}$.
- 2 Mô hình nhân tính: $\text{genr simul} = y / \text{cma}$

Kiểm định tính mùa vụ

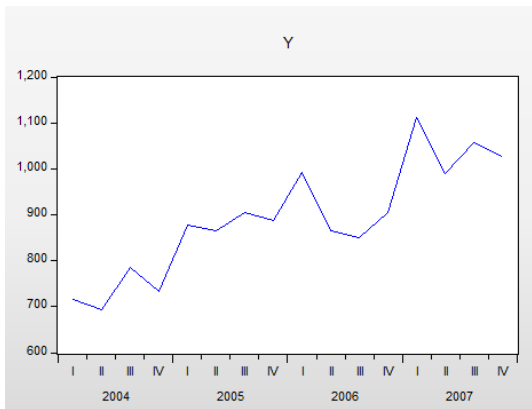
- 1 Tạo **biến phân nhóm** các biến kiểm tra
 - 1 Tạo biến quý cho dữ liệu theo quý: `genr qua=@quarter`
 - 2 Tạo biến tháng cho dữ liệu theo tháng: `genr mon=@month`

Kiểm định tính mùa vụ

Ví dụ minh họa

	Times	Y
Dữ liệu 6	2004Q1	714.54
	2004Q2	693.98
	2004Q3	786.52
	2004Q4	732.84
	2005Q1	877.45
	2005Q2	864.88
	2005Q3	904.88
	2005Q4	887.43
	2006Q1	992.08
	2006Q2	865.57
	2006Q3	851.44
	2006Q4	906.2
	2007Q1	1111.35
	2007Q2	990.73
	2007Q3	1057
	2007Q4	1026.76

Kiểm định tính mùa vụ



Hình: Đồ thị du khách theo thời gian dữ liệu 6

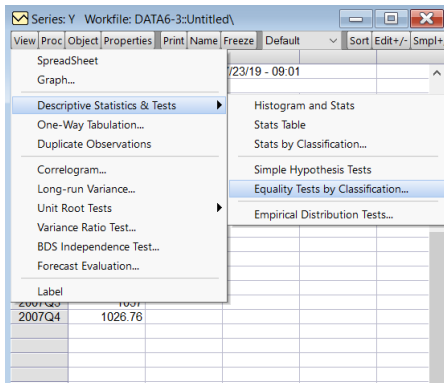
Kiểm định tính mùa vụ

Kiểm tra tính mùa vụ của mô hình nhân tính

gener qua=@quarter

gener cma=(0.5*y(-2)+y(-1)+y+y(1)+0.5*y(2))/4

gener simul=y/cma



Kiểm định tính mùa vụ

Tests By Classification

Series/Group for classify
qua

NA handling
☐ Treat NA as category

Test equality of
☐ Mean
☒ Median
☐ Variance

Group into bins if
☒ # of values > 100
☒ Avg. count < 2
Max # of bins: 5

OK Cancel

Kiểm định tính mùa vụ

Test for Equality of Medians of SIMUL

Categorized by values of QUA

Date: 07/23/19 Time: 05:43

Sample (adjusted): 2004Q3 2007Q2

Included observations: 12 after adjustments

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	3	6.666667	0.0833
Adj. Med. Chi-square	3	2.666667	0.4459
Kruskal-Wallis	3	7.307692	0.0627
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	3	7.307692	0.0627
van der Waerden	3	7.293251	0.0631

Category Statistics

QUA	Count	Median	> Overall		
			Median	Mean Rank	Mean Score
1	3	1.095241	3	11.00000	1.060823
2	3	0.960577	1	5.333333	-0.233075
3	3	1.007674	2	6.333333	-0.074764
4	3	0.954613	0	3.333333	-0.752984
All	12	0.986629	6	6.500000	1.11E-16

Kiểm định tính mùa vụ

Test for Equality of Medians of SIMUL
Categorized by values of QUA
Date: 07/23/19 Time: 05:43
Sample (adjusted): 2004Q3 2007Q2
Included observations: 12 after adjustments

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	3	6.666667	0.0833
Adj. Med. Chi-square	3	2.666667	0.4459
Kruskal-Wallis	3	7.307692	0.0627
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	3	7.307692	0.0627
van der Waerden	3	7.293251	0.0631

Category Statistics

QUA	Count	Median	> Overall		
			Median	Mean Rank	Mean Score
1	3	1.095241	3	11.00000	1.060823
2	3	0.960577	1	5.333333	-0.233075
3	3	1.007674	2	6.333333	-0.074764
4	3	0.954613	0	3.333333	-0.752984
All	12	0.986629	6	6.500000	1.11E-16

Kết luận về tính mùa vụ với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%?

Kiểm định tính mùa vụ

Kiểm tra tính mùa vụ của mô hình cộng tính genr siadd=y-cma

Test for Equality of Medians of SIADD
Categorized by values of QUA
Date: 07/23/19 Time: 05:55
Sample (adjusted): 2004Q3 2007Q2
Included observations: 12 after adjustments

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	3	6.666667	0.0833
Adj. Med. Chi-square	3	2.666667	0.4459
Kruskal-Wallis	3	6.897436	0.0752
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	3	6.897436	0.0752
van der Waerden	3	6.681646	0.0828

Category Statistics

QUA	Count	Median	> Overall		
			Median	Mean Rank	Mean Score
1	3	86.27000	3	11.00000	1.060823
2	3	-35.90625	1	5.333333	-0.233075
3	3	6.891250	2	6.000000	-0.210098
4	3	-43.08500	0	3.666667	-0.617650
All	12	-12.21500	6	6.500000	9.25E-17

Tổng quan về hàm xu thế

- ❶ **Xu thế** là sự vận động tăng hay giảm của dữ liệu trong một thời gian dài.

Tổng quan về hàm xu thế

- ① **Xu thế** là sự vận động tăng hay giảm của dữ liệu trong một thời gian dài.
- ② **Xu thế tuyến tính** dưới dạng một đường thẳng hoặc **xu thế phi tuyến** dưới dạng một đường cong.

Tổng quan về hàm xu thế

- ① **Xu thế** là sự vận động tăng hay giảm của dữ liệu trong một thời gian dài.
- ② **Xu thế tuyến tính** dưới dạng một đường thẳng hoặc **xu thế phi tuyến** dưới dạng một đường cong.
- ③ **Mô hình hóa xu thế** bằng mô hình hồi quy giữa biến cần dự báo (biến Y) và thời gian (biến t).

Tổng quan về hàm xu thế

- ① **Xu thế** là sự vận động tăng hay giảm của dữ liệu trong một thời gian dài.
- ② **Xu thế tuyến tính** dưới dạng một đường thẳng hoặc **xu thế phi tuyến** dưới dạng một đường cong.
- ③ **Mô hình hóa xu thế** bằng mô hình hồi quy giữa biến cần dự báo (biến Y) và thời gian (biến t).
- ④ **Ý nghĩa của mô hình xu thế** dạng biến động của dữ liệu trong quá khứ sẽ còn tiếp tục trong tương lai.

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- ❶ Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- ❷ Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- ❸ Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- 1 Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- 2 Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- 3 Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$
- 4 Tuyến tính-log $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- ❶ Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- ❷ Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- ❸ Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$
- ❹ Tuyến tính-log $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$
- ❺ Nghịch đảo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} + \epsilon_t$

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- ❶ Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- ❷ Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- ❸ Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$
- ❹ Tuyến tính-log $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$
- ❺ Nghịch đảo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} + \epsilon_t$
- ❻ Tăng trưởng mũ $Y_t = e^{\beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t}$

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- ❶ Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- ❷ Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- ❸ Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$
- ❹ Tuyến tính-log $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$
- ❺ Nghịch đảo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} + \epsilon_t$
- ❻ Tăng trưởng mũ $Y_t = e^{\beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t}$
- ❼ Log-tuyến tính $\ln(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$

Nhận dạng hàm xu thế

Lựa chọn dạng hàm xu thế dựa vào sự biến đổi của biến phụ thuộc theo thời gian.

Một số dạng hàm xu thế điển hình

- ➊ Tuyến tính $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$
- ➋ Bậc hai $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$
- ➌ Bậc ba $Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$
- ➍ Tuyến tính-log $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$
- ➎ Nghịch đảo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} + \epsilon_t$
- ➏ Tăng trưởng mũ $Y_t = e^{\beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t}$
- ➐ Log-tuyến tính $\ln(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$

Để tăng độ chính xác khi lựa chọn dạng hàm xu thế cần kết hợp thêm nhiều yếu tố đánh giá như: dựa vào hệ số tương quan, sai phân, tốc độ phát triển...

Kiểm tra các giả định của mô hình hồi quy tổng thể

- ❶ Sai số dự báo tuân theo phân phối chuẩn
- ❷ Phương sai của sai số không đổi
- ❸ Không xảy ra hiện tượng tự tương quan

Ước lượng và kiểm định

Kiểm tra các giả định của mô hình hồi quy tổng thể

- ❶ Sai số dự báo tuân theo phân phối chuẩn
- ❷ Phương sai của sai số không đổi
- ❸ Không xảy ra hiện tượng tự tương quan

Một số lệnh ước lượng các hàm xu thế trong Eviews

Phương trình hồi quy tổng thể	Các lệnh trên Eviews
$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$	ls y c t
$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$	ls y c t t^2
$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \epsilon_t$	ls y c t t^2 t^3
$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \epsilon_t$	ls y c log(t)
$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{t} + \epsilon_t$	ls y c 1/t
$Y_t = e^{\beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t}$	ls log(y) c t
$\ln(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t$	ln log(y) c t

Thực hiện dự báo

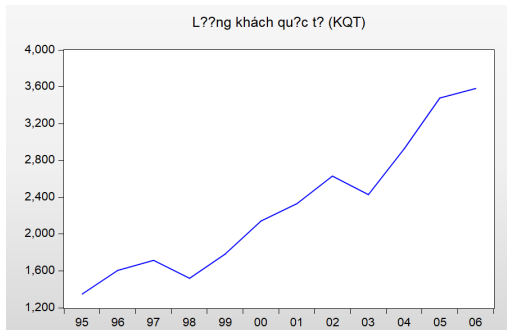
Dự báo điểm

Thế các giá trị tương ứng vào hàm số và tính ra một giá trị điểm.

Dự báo khoảng

Tính ra các khoảng dự báo với các độ tin cậy như 90%, 95%, 99%...

Cần xem xét lựa chọn mô hình phù hợp trước khi tiến hành dự báo



Hình: Đồ thị lượng khách quốc tế theo thời gian

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Dạng hàm bậc nhất xu thế có dạng

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \epsilon_t. \quad (9)$$

Nhận xét: sử dụng dạng mô hình xu thế bậc nhất khi biến phụ thuộc tăng từ từ theo thời gian.

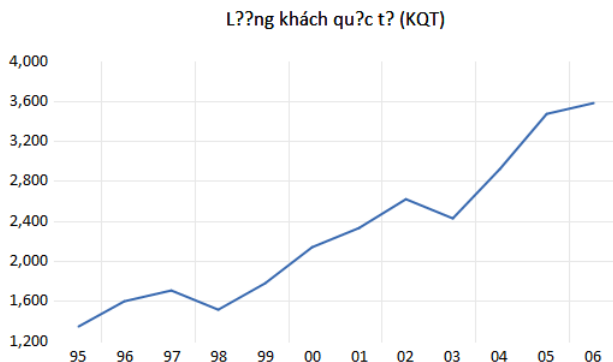
Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Ví dụ minh họa

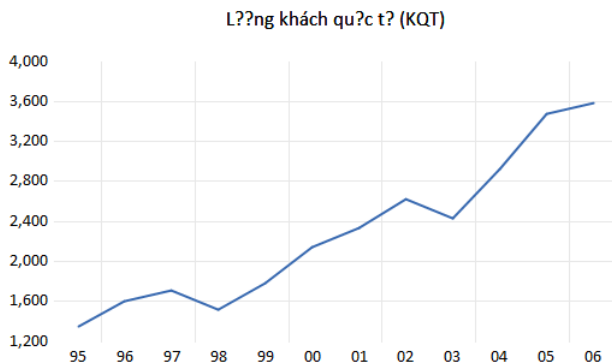
Dữ liệu 7:

Năm	Lượng khách quốc tế
1995	1351.3
1996	1607.2
1997	1715.6
1998	1520.1
1999	1781.8
2000	2140.1
2001	2330.8
2002	2628.2
2003	2429.6
2004	2927.9
2005	3477.5
2006	3583.7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất



Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất



Lệnh Eviews về ước lượng mô hình xu thế:

genr t=@trend(1994)

ls kqt c t

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Dependent Variable: KQT
Method: Least Squares
Date: 07/10/19 Time: 10:47
Sample: 1995 2006
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	992.2273	132.9326	7.464135	0.0000
T	199.8343	18.06199	11.06380	0.0000
R-squared	0.924476	Mean dependent var	2291.150	
Adjusted R-squared	0.916923	S.D. dependent var	749.3658	
S.E. of regression	215.9900	Akaike info criterion	13.73935	
Sum squared resid	466516.7	Schwarz criterion	13.82017	
Log likelihood	-80.43612	Hannan-Quinn criter.	13.70943	
F-statistic	122.4077	Durbin-Watson stat	1.254551	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Hình: Ước lượng hàm bậc nhất xu thế dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

The screenshot shows the EViews software interface. The main window title is 'Equation: UNTITLED Workfile: DATA5-1:Untitled\'. The menu bar includes View, Proc, Object, Print, Name, Freeze, Estimate, Forecast, Stats, and Resids. The 'View' menu is open, showing options like Representations, Estimation Output, Actual, Fitted, Residual, ARMA Structure..., Gradients and Derivatives, Covariance Matrix, Coefficient Diagnostics (highlighted), Residual Diagnostics, Stability Diagnostics, and Label. The 'Coefficient Diagnostics' sub-menu is also open, listing options such as Scaled Coefficients, Confidence Intervals..., Confidence Ellipse..., Variance Inflation Factors, Coefficient Variance Decomposition, Wald Test - Coefficient Restrictions..., Omitted Variables Test - Likelihood Ratio..., Redundant Variables Test - Likelihood Ratio..., and Factor Breakpoint Test... At the bottom of the 'View' menu, a table displays summary statistics:

Log likelihood	-80.43612
F-statistic	122.4077
Prob(F-statistic)	0.000001

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Scaled Coefficients

Date: 07/10/19 Time: 10:52

Sample: 1995 2006

Included observations: 12

Variable	Coefficient	Standardized Coefficient	Elasticity at Means
C	992.2273	NA	0.433070
T	199.8343	0.961497	0.566930

Hình: Ước lượng điểm cho các hệ số hồi quy hàm bậc nhất dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Equation: UNTITLED Workfile: DATAS-1:Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
ARMA Structure...
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Diagnostics
Residual Diagnostics
Stability Diagnostics
Label

Log likelihood -80.43612
F-statistic 122.4077
Prob(F-statistic) 0.000001

Std. Error t-Statistic Prob.
422.0000 7.404425 0.0000

Scaled Coefficients
Confidence Intervals...
Confidence Ellipse...
Variance Inflation Factors
Coefficient Variance Decomposition
Wald Test - Coefficient Restrictions...
Omitted Variables Test - Likelihood Ratio...
Redundant Variables Test - Likelihood Ratio...
Factor Breakpoint Test...

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Coefficient Confidence Intervals

Date: 07/10/19 Time: 10:54

Sample: 1995 2006

Included observations: 12

Variable	Coefficient	90% CI		95% CI		99% CI	
		Low	High	Low	High	Low	High
C	992.2273	751.2920	1233.163	696.0349	1288.420	570.9275	1413.527
T	199.8343	167.0976	232.5709	159.5896	240.0789	142.5909	257.0776

Hình: Ước lượng khoảng cho các hệ số hồi quy hàm bậc nhất dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Equation: UNTITLED Workfile: DATA5-1:Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
ARMA Structure...
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Diagnostics
Residual Diagnostics
Stability Diagnostics
Label

Log likelihood -80.43612
F-statistic 122.4077
Prob(F-statistic) 0.000001

Std. Error t-Statistic Prob.
100.0000 7.404405 0.0000

Scaled Coefficients
Confidence Intervals...
Confidence Ellipse...
Variance Inflation Factors
Coefficient Variance Decomposition
Wald Test- Coefficient Restrictions...
Omitted Variables Test - Likelihood Ratio...
Redundant Variables Test - Likelihood Ratio...
Factor Breakpoint Test...

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	11.06380	10	0.0000
F-statistic	122.4077	(1, 10)	0.0000
Chi-square	122.4077	1	0.0000

Null Hypothesis: $C(2)=0$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	199.8343	18.06199

Restrictions are linear in coefficients.

Hình: Kiểm định tính có ý nghĩa thống kê của hệ số gắn với thời gian t và sự phù hợp của mô hình hồi quy dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Kiểm định sự vi phạm giả thuyết của hàm hồi quy bậc nhất

The screenshot shows the EViews software interface. The main window is titled 'Equation: UNTITLED' and 'Workfile: DATA5-1::Untitled\'. The 'View' menu is open, showing options like 'Representations', 'Estimation Output', 'Actual,Fitted,Residual', 'ARMA Structure...', 'Gradients and Derivatives', 'Covariance Matrix', 'Coefficient Diagnostics', 'Residual Diagnostics', 'Stability Diagnostics', and 'Label'. The 'Residual Diagnostics' option is selected, and a submenu is displayed with options: 'Correlogram - Q-statistics...', 'Correlogram Squared Residuals...', 'Histogram - Normality Test', 'Serial Correlation LM Test...', and 'Heteroskedasticity Tests...'. The 'Serial Correlation LM Test...' option is highlighted. Below the menu, a table of statistics is visible:

Log likelihood	-80.43612
F-statistic	122.4077
Prob(F-statistic)	0.000001

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.813005	Prob. F(2,8)	0.2242
Obs*R-squared	3.742654	Prob. Chi-Square(2)	0.1539

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 07/10/19 Time: 16:54
Sample: 1995 2006
Included observations: 12
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	52.39363	131.1463	0.399505	0.7000
T	-10.89315	19.19698	-0.567441	0.5860
RESID(-1)	0.419211	0.314800	1.331677	0.2197
RESID(-2)	-0.628528	0.405162	-1.551298	0.1594

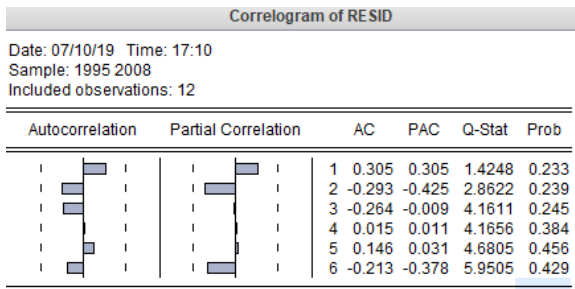
R-squared	0.311888	Mean dependent var	-4.19E-13
Adjusted R-squared	0.053846	S.D. dependent var	205.9384
S.E. of regression	200.3172	Akaike info criterion	13.69888
Sum squared resid	321015.9	Schwarz criterion	13.86052
Log likelihood	-78.19330	Hannan-Quinn criter.	13.63904
F-statistic	1.208670	Durbin-Watson stat	2.073530
Prob(F-statistic)	0.367256		

Hình: Kiểm định tự tương quan dữ liệu 7

Nhận xét mô hình có xảy ra hiện tượng tự tương quan hay không?

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Kiểm tra hiện tượng tự tương quan thông qua giản đồ tự tương quan của phần dư



Hình: Giản đồ tự tương quan của phần dư hàm bậc nhất dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Kiểm định phương sai sai số thay đổi của mô hình hồi quy bậc nhất

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.197922	Prob. F(2,9)	0.8239
Obs*R-squared	0.505557	Prob. Chi-Square(2)	0.7766
Scaled explained SS	0.169307	Prob. Chi-Square(2)	0.9188

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/10/19 Time: 17:15

Sample: 1995 2006

Included observations: 12

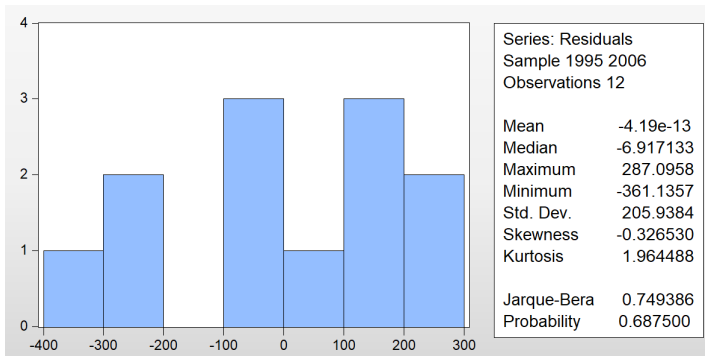
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39524.14	44594.34	0.886304	0.3985
T^2	421.8299	1181.057	0.357163	0.7292
T	-3614.902	15772.01	-0.229197	0.8238

R-squared	0.042130	Mean dependent var	38876.40
Adjusted R-squared	-0.170730	S.D. dependent var	39877.57
S.E. of regression	43147.65	Akaike info criterion	24.39496
Sum squared resid	1.68E+10	Schwarz criterion	24.51619
Log likelihood	-143.3698	Hannan-Quinn criter.	24.35008
F-statistic	0.197922	Durbin-Watson stat	2.892428
Prob(F-statistic)	0.823910		

Hình: Kiểm định phương sai sai số thay đổi của hàm hồi quy bậc nhất dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Kiểm tra phần dư có tuân theo phân phối chuẩn hay không?



Hình: Các thống kê của phần dư mô hình hồi quy bậc nhất dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Mở rộng dữ liệu nhằm dự báo các giá trị trong tương lai
Thêm 2 năm cho các dự báo tiếp theo:

Workfile Structure

Workfile structure type: Dated - regular frequency

Date specification:

Frequency: Annual

Start date: 1995

End date: 2008

OK Cancel

Hình: Mở rộng dữ liệu cho dự báo dữ liệu 7

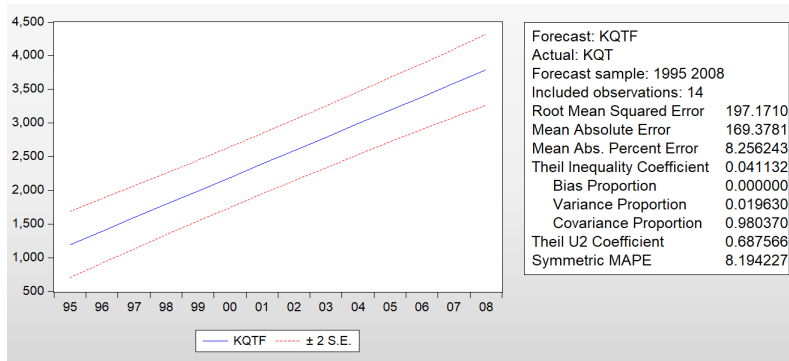
Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

	T	KQT	KQTF
1995	1	1351.3	1192.062
1996	2	1607.2	1391.896
1997	3	1715.6	1591.730
1998	4	1520.1	1791.564
1999	5	1781.8	1991.399
2000	6	2140.1	2191.233
2001	7	2330.8	2391.067
2002	8	2628.2	2590.901
2003	9	2429.6	2790.736
2004	10	2927.9	2990.570
2005	11	3477.5	3190.404
2006	12	3583.7	3390.238
2007	13	NA	3590.073
2008	14	NA	3789.907

Hình: Giá trị dự báo điểm dựa vào mô hình hồi quy tuyến tính dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Nhận xét các sai số khi dự báo



Hình: Kết quả dự báo theo Eviews dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc nhất

Thực hiện các kiểm định tương tự với dạng hàm bậc hai

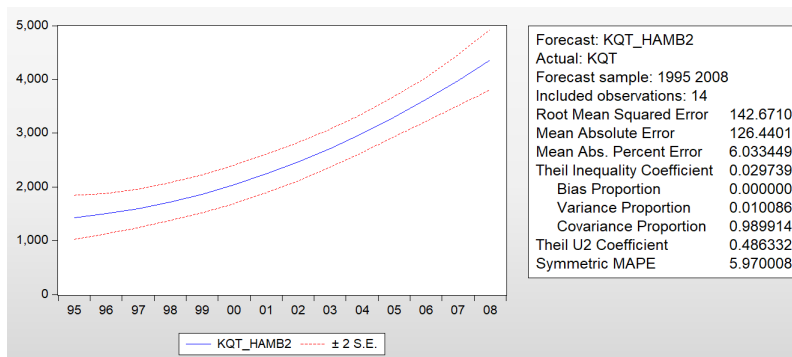
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t. \quad (10)$$

Dependent Variable: KQT
Method: Least Squares
Date: 07/10/19 Time: 17:24
Sample (adjusted): 1995 2006
Included observations: 12 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1383.664	170.2658	8.126490	0.0000
T	32.07582	60.21918	0.532651	0.6072
T^2	12.90450	4.509398	2.861689	0.0187
R-squared	0.960457	Mean dependent var	2291.150	
Adjusted R-squared	0.951669	S.D. dependent var	749.3658	
S.E. of regression	164.7422	Akaike info criterion	13.25896	
Sum squared resid	244260.0	Schwarz criterion	13.38019	
Log likelihood	-76.55375	Hannan-Quinn criter.	13.21408	
F-statistic	109.2996	Durbin-Watson stat	2.248860	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Hình: Mô hình hồi quy bậc hai dữ liệu 7

Dự báo bằng dạng hàm bậc hai

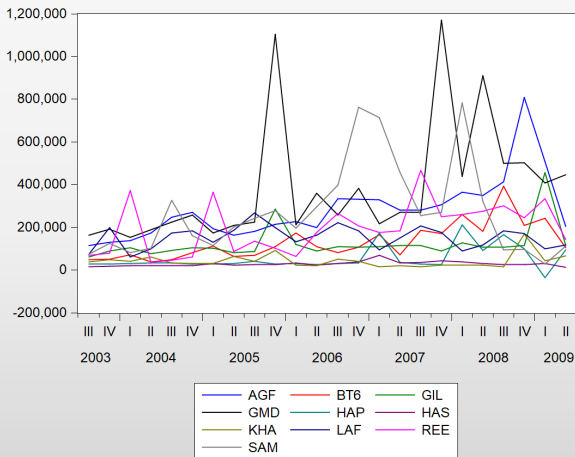


Hình: Kết quả dự báo dựa vào hàm hồi quy bậc hai dữ liệu 7

Bài tập cuối chương

Bài tập 1, chương 1

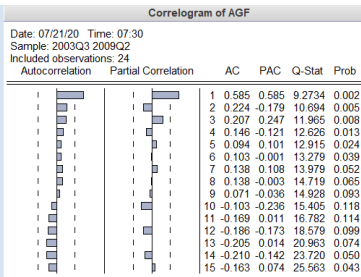
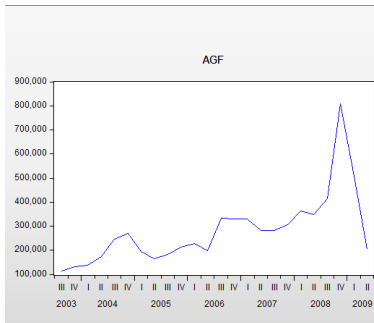
a. Vẽ doanh số của từng công ty theo thời gian và nhận xét đặc điểm của chuỗi dữ liệu này.



Bài tập cuối chương

Bài tập 1, chương 1

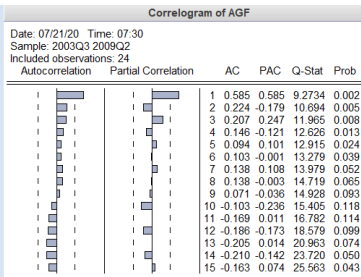
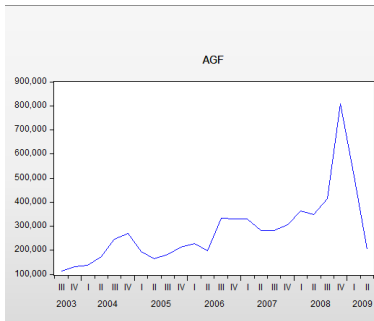
b. Vẽ giản đồ tự tương quan của từng chuỗi dữ liệu và cho biết có phải là chuỗi dừng hay không?



Bài tập cuối chương

Bài tập 1, chương 1

b. Vẽ giản đồ tự tương quan của từng chuỗi dữ liệu và cho biết có phải là chuỗi dừng hay không?

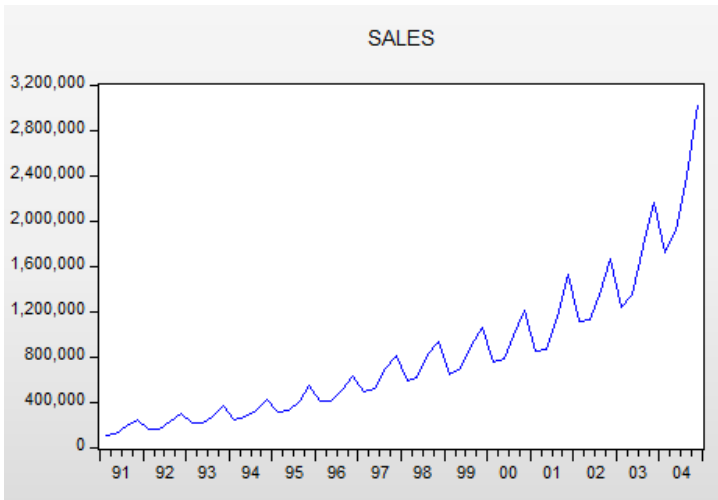


Chuỗi dữ liệu có tính xu thế.
Làm tương tự đối với các công ty khác.

Bài tập cuối chương

Bài tập 2 chương 1.

a. Đồ thị doanh số theo thời gian và giải thích tại sao doanh số GAP có yếu tố mùa vụ.



Bài tập cuối chương

Bài tập 2 chương 1.

b. Lập bảng tính hệ số tự tương quan của doanh số (với độ trễ 12) và cho biết chuỗi doanh số có đặc điểm gì?

Correlogram of SALES

Date: 07/10/19 Time: 18:27

Sample: 1991Q1 2004Q4

Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.812	0.812	38.895	0.000
		2	0.683	0.070	66.927	0.000
		3	0.663	0.268	93.872	0.000
		4	0.677	0.195	122.48	0.000
		5	0.541	-0.312	141.10	0.000
		6	0.445	0.006	153.93	0.000
		7	0.445	0.107	167.04	0.000
		8	0.471	0.105	182.04	0.000
		9	0.366	-0.155	191.30	0.000
		10	0.293	0.005	197.37	0.000
		11	0.296	0.016	203.67	0.000
		12	0.312	0.021	210.88	0.000

Bài tập cuối chương

Bài tập 2 chương 1.

d. Tính sai phân bậc 1 của doanh số và cho biết sai phân bậc 1 của doanh số là một chuỗi như thế nào?

Correlogram of D(SALES)

Date: 07/10/19 Time: 18:33

Sample: 1991Q1 2004Q4

Included observations: 55

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.002	-0.002	0.0002	0.988
		2	-0.512	-0.512	15.536	0.000
		3	-0.138	-0.190	16.680	0.001
		4	0.806	0.745	56.640	0.000
		5	-0.029	-0.434	56.691	0.000
		6	-0.459	0.248	70.161	0.000
		7	-0.129	0.100	71.253	0.000
		8	0.664	-0.233	100.64	0.000
		9	-0.057	0.133	100.86	0.000
		10	-0.419	-0.062	113.07	0.000
		11	-0.119	-0.098	114.08	0.000
		12	0.575	0.167	138.16	0.000

Chương 2: MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐƠN BIẾN (12 tiết)

Thành phố Hồ Chí Minh, Ngày 25 tháng 11 năm 2020

2.1 Kinh tế lượng về chuỗi thời gian

- 1 Các mô hình **kinh tế lượng** chủ yếu nghiên cứu về **mối quan hệ nhân quả**, tức là khi X thay đổi dẫn đến Y thay đổi, biểu diễn dưới dạng mô hình $Y = f(X) + \epsilon$.

2.1 Kinh tế lượng về chuỗi thời gian

- 1 Các mô hình **kinh tế lượng** chủ yếu nghiên cứu về **mối quan hệ nhân quả**, tức là khi X thay đổi dẫn đến Y thay đổi, biểu diễn dưới dạng mô hình $Y = f(X) + \epsilon$.
- 2 Dữ liệu nghiên cứu trong môn **dự báo** ít đề cập đến mối quan hệ nhân quả, mà tập trung khai thác **các thông tin quá khứ** chứa đựng trong dữ liệu.

2.1 Kinh tế lượng về chuỗi thời gian

- 1 Các mô hình **kinh tế lượng** chủ yếu nghiên cứu về **mối quan hệ nhân quả**, tức là khi X thay đổi dẫn đến Y thay đổi, biểu diễn dưới dạng mô hình $Y = f(X) + \epsilon$.
- 2 Dữ liệu nghiên cứu trong môn **dự báo** ít đề cập đến mối quan hệ nhân quả, mà tập trung khai thác **các thông tin quá khứ** chứa đựng trong dữ liệu.
- 3 Các **mô hình dự báo** nhằm mục đích mô hình hóa các cấu trúc, tìm hiểu sự vận động của nền kinh tế hay kiểm định giả thuyết, sao cho sai số giữa giá trị dự báo và giá trị thực tế càng bé càng tốt.

2.1 Kinh tế lượng về chuỗi thời gian

- 1 Các mô hình **kinh tế lượng** chủ yếu nghiên cứu về **mối quan hệ nhân quả**, tức là khi X thay đổi dẫn đến Y thay đổi, biểu diễn dưới dạng mô hình $Y = f(X) + \epsilon$.
- 2 Dữ liệu nghiên cứu trong môn **dự báo** ít đề cập đến mối quan hệ nhân quả, mà tập trung khai thác **các thông tin quá khứ** chứa đựng trong dữ liệu.
- 3 Các **mô hình dự báo** nhằm mục đích mô hình hóa các cấu trúc, tìm hiểu sự vận động của nền kinh tế hay kiểm định giả thuyết, sao cho sai số giữa giá trị dự báo và giá trị thực tế càng bé càng tốt.
- 4 Các **mô hình dự báo chuỗi thời gian** thường được thực hiện bằng cách khai thác tối đa mối quan hệ nội tại ở trạng thái động vốn tồn tại qua thời gian áp dụng cho bất kỳ một biến số nào.

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Một số thuật ngữ trong các mô hình ARIMA

- ① AR Autogressive: Tự hồi quy
- ② I Integrated: Sai phân
- ③ MA Moving Average: Trung bình trượt

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Một số thuật ngữ trong các mô hình ARIMA

- ① AR Autogressive: Tự hồi quy
- ② I Integrated: Sai phân
- ③ MA Moving Average: Trung bình trượt

Một chuỗi thời gian dừng

- ① Dữ liệu dao động xung quanh một giá trị trung bình trong dài hạn
- ② Dữ liệu có giá trị phương sai xác định không thay đổi theo thời gian
- ③ Dữ liệu có một giản đồ tự tương quan với các hệ số tự tương quan sẽ giảm dần khi độ trễ tăng lên

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Biểu diễn các đặc điểm của chuỗi thời gian Y_t dừng

- ❶ $E(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$E(Y_t) = \mu$$

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Biểu diễn các đặc điểm của chuỗi thời gian Y_t dừng

- ❶ $E(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$E(Y_t) = \mu$$

- ❷ $Var(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Biểu diễn các đặc điểm của chuỗi thời gian Y_t dừng

- ❶ $E(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$E(Y_t) = \mu$$

- ❷ $Var(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

- ❸ $Cov(Y_t, Y_{t-k})$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t và k khác 0.

Giá trị của hiệp phương sai giữa hai giai đoạn chỉ phụ thuộc vào khoảng cách giữa hai giai đoạn

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu_t)(Y_{t-k} - \mu_{t-k})] = \gamma_k$$

trong đó γ_k là hiệp phương sai với độ trễ k .

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Biểu diễn các đặc điểm của chuỗi thời gian Y_t dừng

- ❶ $E(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$E(Y_t) = \mu$$

- ❷ $Var(Y_t)$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

- ❸ $Cov(Y_t, Y_{t-k})$ là một hằng số cho tất cả các thời điểm t và k khác 0.

Giá trị của hiệp phương sai giữa hai giai đoạn chỉ phụ thuộc vào khoảng cách giữa hai giai đoạn

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu_t)(Y_{t-k} - \mu_{t-k})] = \gamma_k$$

trong đó γ_k là hiệp phương sai với độ trễ k .

- Nếu $k = 0$ thì γ_0 chính là phương sai của Y_t , chính là giá trị σ^2
- Nếu $k = 1$ thì γ_1 chính là hiệp phương sai giữa hai bộ giá trị Y_t kế nhau, sai khác nhau 1 đơn vị thời gian

2.2 Giới thiệu tổng quan các mô hình ARIMA

Nhiều trắng: là chuỗi dữ liệu dừng có trung bình bằng 0 và phương sai là hằng số cố định bằng σ^2

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

- 1 Chuỗi các dữ liệu thường gặp trong kinh tế là chuỗi không dừng, do có yếu tố xu thế hoặc ngẫu nhiên.

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

- 1 Chuỗi các dữ liệu thường gặp trong kinh tế là chuỗi không dừng, do có yếu tố xu thế hoặc ngẫu nhiên.
- 2 **Chuỗi không dừng** là mô hình bước ngẫu nhiên. Có hai loại mô hình bước ngẫu nhiên là: bước ngẫu nhiên không có hằng số và bước ngẫu nhiên có hằng số.

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên không có hằng số

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên không có hằng số

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

❷ Đây chính là **mô hình tự hồi quy bậc 1** AR(1).

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên không có hằng số

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

- ❷ Đây chính là **mô hình tự hồi quy bậc 1** AR(1).
- ❸ Biểu diễn phương trình (1) dưới dạng tương đương

$$Y_1 = Y_0 + u_1$$

$$Y_2 = Y_1 + u_2 = Y_0 + u_1 + u_2$$

...

$$Y_t = Y_0 + u_1 + \cdots + u_t$$

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên không có hằng số

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

- ❷ Đây chính là **mô hình tự hồi quy bậc 1** AR(1).
- ❸ Biểu diễn phương trình (1) dưới dạng tương đương

$$Y_1 = Y_0 + u_1$$

$$Y_2 = Y_1 + u_2 = Y_0 + u_1 + u_2$$

...

$$Y_t = Y_0 + u_1 + \dots + u_t$$

- ❹ Các **tham số đặc trưng** của bước ngẫu nhiên không có hằng số

$$E(Y_t) = Y_0; \text{Var}(Y_t) = t\sigma^2$$

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

- ❶ Viết lại phương trình (1) dưới dạng sai phân

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = u_t \quad (2)$$

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

- 1 Viết lại phương trình (1) dưới dạng sai phân

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = u_t \quad (2)$$

- 2 Nếu Y_t là một chuỗi không dừng, thì sai phân bậc 1 theo công thức (2) có thể là một chuỗi dừng, vì đã loại trừ yếu tố xu thế hoặc ngẫu nhiên ra khỏi chuỗi dữ liệu.

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên có hằng số

$$Y_t = \eta + Y_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

trong đó η là một hằng số.

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên có hằng số

$$Y_t = \eta + Y_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

trong đó η là một hằng số.

- ❷ Công thức (3) được biến đổi tương đương dưới dạng **sai phân** theo công thức

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \eta + u_t, \quad (4)$$

2.3 Tính dừng

a. Chuỗi không dừng

❶ Bước ngẫu nhiên có hằng số

$$Y_t = \eta + Y_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

trong đó η là một hằng số.

❷ Công thức (3) được biến đổi tương đương dưới dạng **sai phân** theo công thức

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \eta + u_t, \quad (4)$$

❸ Các **tham số đặc trưng** của bước ngẫu nhiên có hằng số

$$E(Y_t) = Y_0 + t\eta; \text{Var}(Y_t) = t\sigma^2.$$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- ① Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- ② Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- ③ Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- 3 Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$
- 4 Một chuỗi dừng chính là chuỗi dừng sai phân bậc 0, $I(0)$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- 3 Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$
- 4 Một chuỗi dừng chính là chuỗi dừng sai phân bậc 0, $I(0)$

Đặc điểm của chuỗi dừng sai phân

- 1 Nếu $X_t \sim I(0)$ và $Y_t \sim I(1)$ thì $Z_t = X_t + Y_t \sim I(1)$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- 3 Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$
- 4 Một chuỗi dừng chính là chuỗi dừng sai phân bậc 0, $I(0)$

Đặc điểm của chuỗi dừng sai phân

- 1 Nếu $X_t \sim I(0)$ và $Y_t \sim I(1)$ thì $Z_t = X_t + Y_t \sim I(1)$
- 2 Nếu $X_t \sim I(d)$ thì $Z_t = a + bX_t \sim I(d)$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- 3 Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$
- 4 Một chuỗi dừng chính là chuỗi dừng sai phân bậc 0, $I(0)$

Đặc điểm của chuỗi dừng sai phân

- 1 Nếu $X_t \sim I(0)$ và $Y_t \sim I(1)$ thì $Z_t = X_t + Y_t \sim I(1)$
- 2 Nếu $X_t \sim I(d)$ thì $Z_t = a + bX_t \sim I(d)$
- 3 Nếu $X_t \sim I(d_1)$ và $Y_t \sim I(d_2)$, $d_1 < d_2$ thì $Z_t = aX_t + bY_t \sim I(d_2)$

2.3 Tính dừng

b. Chuỗi dừng

- 1 Chuỗi dừng sai phân bậc 1, ký hiệu là $I(1)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng nhưng sai phân bậc 1 dừng.
- 2 Chuỗi dừng sai phân bậc 2, ký hiệu là $I(2)$, trong đó chuỗi thời gian không dừng, sai phân bậc 1 không dừng nhưng sai phân bậc 2 dừng.
- 3 Chuỗi dừng sai phân bậc d , ký hiệu là $I(d)$
- 4 Một chuỗi dừng chính là chuỗi dừng sai phân bậc 0, $I(0)$

Đặc điểm của chuỗi dừng sai phân

- 1 Nếu $X_t \sim I(0)$ và $Y_t \sim I(1)$ thì $Z_t = X_t + Y_t \sim I(1)$
- 2 Nếu $X_t \sim I(d)$ thì $Z_t = a + bX_t \sim I(d)$
- 3 Nếu $X_t \sim I(d_1)$ và $Y_t \sim I(d_2)$, $d_1 < d_2$ thì $Z_t = aX_t + bY_t \sim I(d_2)$
- 4 Nếu $X_t \sim I(d)$ và $Y_t \sim I(d)$ thì $Z_t = aX_t + bY_t \sim I(d^*)$, trong đó $d^* = d$ hoặc $d^* < d$ do hiện tượng đồng liên kết.

2.4. Kiểm định tính dừng

a. Giải đồ tự tương quan

- ① **Hàm tự tương quan ACF**, biểu diễn các giá trị ρ_k , chính là tự tương quan bậc k của chuỗi dữ liệu Y_t và chuỗi dữ liệu độ trễ k là Y_{t-k}

2.4. Kiểm định tính dừng

a. Giả định tự tương quan

- ➊ **Hàm tự tương quan ACF**, biểu diễn các giá trị ρ_k , chính là tự tương quan bậc k của chuỗi dữ liệu Y_t và chuỗi dữ liệu độ trễ k là Y_{t-k}
- ➋ Kiểm tra tính **có ý nghĩa thống kê** của hệ số tự tương quan

$$\begin{cases} H_0 : & \rho_k = 0 \\ H_1 : & \rho_k \neq 0 \end{cases}$$

- ➊ Thống kê t
- ➋ Thống kê Q

Giá trị thống kê Q được tính theo công thức

$$Q = n \sum_{k=1}^m \rho_k^2.$$

Với cỡ mẫu lớn, Q có phân phối χ^2 với bậc tự do bằng độ trễ.
Nếu giá trị thống kê Q lớn hơn giá trị tra bảng χ^2 ở một mức ý nghĩa α cho trước, bác bỏ H_0 , tức là $\rho_k \neq 0$. Hoặc sử dụng tương đương thông qua giá trị p - value

2.4. Kiểm định tính dừng

a. Giảns đồ tự tương quan

Dựa vào giảns đồ tự tương quan để xác định một chuỗi thời gian dừng hay không:

- ➊ **Một chuỗi dừng:** nếu một số hệ số tự tương quan đầu tiên khác 0, các hệ số tự tương quan tiếp theo bằng 0.
- ➋ **Một chuỗi không dừng:** nếu một số hệ số tự tương quan khác 0.

2.4. Kiểm định tính dừng

b. Kiểm định nghiệm đơn vị

Đây là phương pháp kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu và có tính tin cậy hơn so với phương pháp sử dụng giản đồ tự tương quan.

2.4. Kiểm định tính dừng

b. Kiểm định nghiệm đơn vị

Đây là phương pháp kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu và có tính tin cậy hơn so với phương pháp sử dụng giản đồ tự tương quan.

❶ **Phương trình tự hồi quy** (bước ngẫu nhiên không có hằng số)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, (-1 \leq \rho \leq 1) \quad (5)$$

2.4. Kiểm định tính dừng

b. Kiểm định nghiệm đơn vị

Đây là phương pháp kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu và có tính tin cậy hơn so với phương pháp sử dụng giản đồ tự tương quan.

- ❶ **Phương trình tự hồi quy** (bước ngẫu nhiên không có hằng số)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, (-1 \leq \rho \leq 1) \quad (5)$$

- ❷ Bài toán kiểm định giả thuyết

$$\begin{cases} H_0 : \rho \geq 1 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi không dừng)} \\ H_1 : \rho < 1 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi dừng)} \end{cases}$$

2.4. Kiểm định tính dừng

b. Kiểm định nghiệm đơn vị

Đây là phương pháp kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu và có tính tin cậy hơn so với phương pháp sử dụng giản đồ tự tương quan.

- ➊ **Phương trình tự hồi quy** (bước ngẫu nhiên không có hằng số)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, (-1 \leq \rho \leq 1) \quad (5)$$

- ➋ Bài toán kiểm định giả thuyết

$$\begin{cases} H_0 : \rho \geq 1 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi không dừng)} \\ H_1 : \rho < 1 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi dừng)} \end{cases}$$

- ➌ Biểu diễn phương trình (5) dưới dạng **sai phân tương đương** (bước ngẫu nhiên không có hằng số)

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \eta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

2.4. Kiểm định tính dừng

❶ Bài toán **kiểm định giả thuyết tương đương**

$$\begin{cases} H_0 : \eta \geq 0 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi không dừng)} \\ H_1 : \eta < 0 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi dừng)} \end{cases}$$

2.4. Kiểm định tính dừng

❶ Bài toán **kiểm định giả thuyết tương đương**

$$\begin{cases} H_0 : \eta \geq 0 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi không dừng)} \\ H_1 : \eta < 0 \text{ (} Y_t \text{ là chuỗi dừng)} \end{cases}$$

❷ **Kết luận bài toán kiểm định:**

❶ Giá trị kiểm định t nhỏ hơn giá trị tra bảng Dickey Fuller thì bác bỏ H_0 , kết luận chuỗi dừng.

❷ Ngược lại, kết luận chuỗi không dừng

❸ Bài toán kiểm định tương tự đối với các trường hợp:

❶ Khi Y_t là bước ngẫu nhiên có hằng số

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \eta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

❷ Khi Y_t là bước ngẫu nhiên với hằng số xoay quanh một đường xu thế ngẫu nhiên

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \eta Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

2.4. Kiểm định tính dừng

a. Bước ngẫu nhiên không có hằng số

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.449385	0.9998
Test critical values: 1% level	-2.592129	
5% level	-1.944619	
10% level	-1.614288	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:00
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	0.003899	0.001130	3.449385	0.0009
D(GDP(-1))	0.327024	0.103622	3.155918	0.0022
R-squared	0.088841	Mean dependent var	23.34535	
Adjusted R-squared	0.077994	S.D. dependent var	35.93794	
S.E. of regression	34.50803	Akaike info criterion	9.943242	
Sum squared resid	100027.6	Schwarz criterion	10.00032	
Log likelihood	-425.5594	Hannan-Quinn criter.	9.966214	
Durbin-Watson stat	2.034955			

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.4. Kiểm định tính dừng

b. Bước ngẫu nhiên có hằng số

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.547205	0.8756
Test critical values: 1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:04
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.003304	0.006038	-0.547205	0.5857
D(GDP(-1))	0.319711	0.103506	3.088807	0.0027
C	28.71900	23.65025	1.214321	0.2281
R-squared	0.104746	Mean dependent var		23.34535
Adjusted R-squared	0.083173	S.D. dependent var		35.93794
S.E. of regression	34.41096	Akaike info criterion		9.948888
Sum squared resid	98281.49	Schwarz criterion		10.03451
Log likelihood	-424.8022	Hannan-Quinn criter.		9.983345
F-statistic	4.855544	Durbin-Watson stat		2.040544
Prob(F-statistic)	0.010134			

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.4. Kiểm định tính dừng

c. Bước ngẫu nhiên có hằng số xoay quanh một đường xu thế ngẫu nhiên

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.215287	0.4749
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:06
Sample (adjusted): 1970Q3 1991Q4
Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.078661	0.035508	-2.215287	0.0295
D(GDP(-1))	0.355794	0.102691	3.464708	0.0008
C	234.9729	98.58764	2.383391	0.0195
@TREND("1970Q1")	1.892199	0.879168	2.152260	0.0343
R-squared	0.152615	Mean dependent var	23.34535	
Adjusted R-squared	0.121613	S.D. dependent var	35.93794	
S.E. of regression	33.68187	Akaike info criterion	9.917191	
Sum squared resid	93026.38	Schwarz criterion	10.03135	
Log likelihood	-422.4392	Hannan-Quinn criter.	9.963134	
F-statistic	4.922762	Durbin-Watson stat	2.085875	
Prob(F-statistic)	0.003406			

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.4. Kiểm định tính dừng

d. Sai phân bậc 1 của bước ngẫu nhiên không có hằng số

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 10 (Automatic - based on Modified SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.422709	0.1432
Test critical values:	1% level	-2.595745	
	5% level	-1.945139	
	10% level	-1.613983	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.4. Kiểm định tính dừng

d. Sai phân bậc 1 của bước ngẫu nhiên không có hằng số

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:20
Sample (adjusted): 1973Q1 1991Q4
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.204338	0.143626	-1.422709	0.1596
D(GDP(-1),2)	-0.374882	0.171778	-2.182365	0.0327
D(GDP(-2),2)	-0.273644	0.171626	-1.594418	0.1157
D(GDP(-3),2)	-0.238755	0.161965	-1.474117	0.1453
D(GDP(-4),2)	-0.191587	0.162283	-1.180574	0.2421
D(GDP(-5),2)	-0.173718	0.161626	-1.074811	0.2864
D(GDP(-6),2)	-0.108061	0.158167	-0.683207	0.4969
D(GDP(-7),2)	-0.071849	0.152716	-0.470475	0.6396
D(GDP(-8),2)	-0.375260	0.142851	-2.626937	0.0107
D(GDP(-9),2)	-0.209838	0.140836	-1.489941	0.1411
D(GDP(-10),2)	-0.062423	0.120063	-0.519924	0.6049
R-squared	0.366972	Mean dependent var	-0.584211	
Adjusted R-squared	0.269583	S.D. dependent var	41.51478	
S.E. of regression	35.48037	Akaike info criterion	10.10896	
Sum squared resid	81825.69	Schwarz criterion	10.44631	
Log likelihood	-373.1406	Hannan-Quinn criter.	10.24378	
Durbin-Watson stat	1.925973			

2.4. Kiểm định tính dừng

e. Sai phân bậc 1 của bước ngẫu nhiên có hằng số

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on Modified SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.787886	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:28
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.611723	0.127765	-4.787886	0.0000
D(GDP(-1),2)	-0.092821	0.109149	-0.850404	0.3976
C	14.08372	4.780005	2.946382	0.0042
R-squared	0.342816	Mean dependent var	-0.364706	
Adjusted R-squared	0.326788	S.D. dependent var	41.95635	
S.E. of regression	34.42499	Akaike info criterion	9.950099	
Sum squared resid	97176.53	Schwarz criterion	10.03631	
Log likelihood	-419.8792	Hannan-Quinn criter.	9.984775	
F-statistic	21.38744	Durbin-Watson stat	1.944636	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.4. Kiểm định tính dừng

f. Sai phân bậc 1 của bước ngẫu nhiên có hằng số xoay quanh một đường xu thế ngẫu nhiên

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on Modified SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.758105	0.0012
Test critical values:		
1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP,2)
Method: Least Squares
Date: 07/30/19 Time: 10:30
Sample (adjusted): 1970Q4 1991Q4
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-0.611855	0.128550	-4.758105	0.0000
D(GDP(-1),2)	-0.092974	0.109837	-0.846469	0.3998
C	14.58875	8.386385	1.739575	0.0857
@TREND("1970Q1")	-0.011257	0.153143	-0.073508	0.9416
R-squared	0.342860	Mean dependent var	-0.364706	
Adjusted R-squared	0.318522	S.D. dependent var	41.95635	
S.E. of regression	34.63568	Akaike info criterion	9.973561	
Sum squared resid	97170.05	Schwarz criterion	10.08851	
Log likelihood	-419.8764	Hannan-Quinn criter.	10.01980	
F-statistic	14.08715	Durbin-Watson stat	1.944602	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Chuỗi có phải là chuỗi dừng hay không?

2.5 Các mô hình tự hồi quy

- **Mô hình AR(1)** có dạng

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t, \quad (9)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

- **Mô hình AR(p)** có dạng

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \cdots + \beta_p y_{t-p} + u_t, \quad (10)$$

trong đó u_t là nhiễu trắng.

- Xác định **độ trễ p** dựa vào **chỉ số PAC**, tức là chỉ số PAC khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê đến bậc p.

2.5 Các mô hình tự hồi quy

Giải đồ tự tương quan của **dữ liệu Y**, **dữ liệu 1**:

Date: 07/31/19 Time: 18:22

Sample: 175

Included observations: 75

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.528	-0.528	21.796	0.000
		2 0.282	0.003	28.068	0.000
		3 -0.038	0.155	28.186	0.000
		4 0.008	0.065	28.191	0.000
		5 0.144	0.189	29.908	0.000
		6 -0.137	0.002	31.488	0.000
		7 0.147	0.026	33.316	0.000
		8 -0.036	0.060	33.428	0.000
		9 0.068	0.084	33.831	0.000
		10 -0.150	-0.184	35.841	0.000

Hệ số tương quan riêng phần PCA_1 **bậc 1** có ý nghĩa thống kê, thích hợp với mô hình AR(1).

2.5 Các mô hình tự hồi quy

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/31/19 Time: 18:27

Sample (adjusted): 2 75

Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	115.2651	7.570277	15.22601	0.0000
Y(-1)	-0.528921	0.098905	-5.347738	0.0000
R-squared	0.284282	Mean dependent var		75.44595
Adjusted R-squared	0.274342	S.D. dependent var		13.79636
S.E. of regression	11.75251	Akaike info criterion		7.792666
Sum squared resid	9944.745	Schwarz criterion		7.854938
Log likelihood	-286.3286	Hannan-Quinn criter.		7.817507
F-statistic	28.59830	Durbin-Watson stat		1.990986
Prob(F-statistic)	0.000001			

2.5 Các mô hình tự hồi quy

- Mô hình tự hồi quy ước lượng được

$$\hat{Y} = 115.265084759 - 0.528920529915 * Y(-1)$$

- Dự báo cho các giá trị trong tương lai, đánh giá sai số dự báo

Forecast: YF

Actual: Y

Forecast sample: 1 75

Adjusted sample: 2 75

Included observations: 74

Root Mean Squared Error 13.65862

Mean Absolute Error 10.47346

Mean Abs. Percent Error 15.94804

Theil Inequality Coefficient 0.089771

Bias Proportion 0.000001

Variance Proportion 0.849667

Covariance Proportion 0.150332

Theil U2 Coefficient 0.447975

Symmetric MAPE 14.31625

2.5 Các mô hình tự hồi quy

So sánh các mô hình dựa vào sai số dự báo.

Giả sử mô hình dự báo theo AR(2)

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 07/31/19 Time: 18:36

Sample (adjusted): 3 75

Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	114.8633	15.99345	7.181895	0.0000
Y(-1)	-0.528742	0.120010	-4.405812	0.0000
Y(-2)	0.005643	0.121478	0.046452	0.9631
R-squared	0.283166	Mean dependent var	75.36986	
Adjusted R-squared	0.262685	S.D. dependent var	13.87620	
S.E. of regression	11.91508	Akaike info criterion	7.833714	
Sum squared resid	9937.840	Schwarz criterion	7.927843	
Log likelihood	-282.9306	Hannan-Quinn criter.	7.871226	
F-statistic	13.82580	Durbin-Watson stat	1.993900	
Prob(F-statistic)	0.000009			

2.5 Các mô hình tự hồi quy

Sai số mô hình dự báo theo AR(2)

Forecast:	YF
Actual:	Y
Forecast sample:	1 75
Adjusted sample:	3 75
Included observations:	73
Root Mean Squared Error	13.75470
Mean Absolute Error	10.59118
Mean Abs. Percent Error	16.14147
Theil Inequality Coefficient	0.090487
Bias Proportion	0.000002
Variance Proportion	0.943315
Covariance Proportion	0.056683
Theil U2 Coefficient	0.448127
Symmetric MAPE	14.48104

Lựa chọn mô hình nào trong hai mô hình AR(1) hay AR(2)? Tại sao?

2.6 Mô hình trung bình di động

- Mô hình MA(1) có dạng

$$y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1}, \quad (11)$$

trong đó

μ là giá trị trung bình của quá trình,

u_t là nhiễu ngẫu nhiên, nhiễu trắng,

θ_1 là hệ số ước lượng,

u_{t-1} là sai số ở giai đoạn $t-1$.

Ý nghĩa của mô hình trung bình di động là: dữ liệu y_t phụ thuộc vào giá trị sai số hiện tại và sai số quá khứ.

- Mô hình MA(q) có dạng

$$y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \cdots + \theta_q u_{t-q} \quad (12)$$

- Xác định chỉ số q dựa vào chỉ số AC, tức là AC khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê đến bậc q và bằng 0 ngay sau độ trễ q .

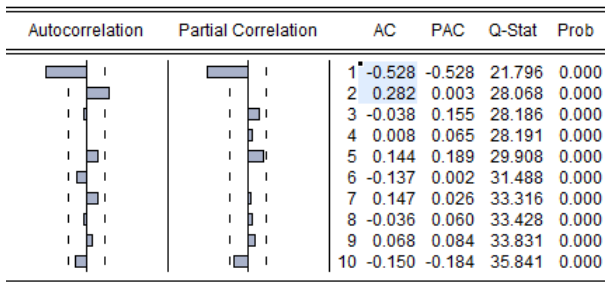
2.6 Mô hình trung bình di động

Xem lại giản đồ tự tương quan

Date: 07/31/19 Time: 18:22

Sample: 1 75

Included observations: 75



Hình: Giản đồ tự tương quan của dữ liệu Y, dữ liệu 2

Hai hệ số tự tương quan AC_1 và AC_2 khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, chưa biết mô hình nào phù hợp hơn nên thực hiện cả hai rồi so sánh.

2.6 Mô hình trung bình di động

Dependent Variable: Y

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 19:16

Sample: 1 75

Included observations: 75

Convergence achieved after 3 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.26704	0.880540	85.47824	0.0000
MA(1)	-0.398056	0.121617	-3.273027	0.0016
SIGMASQ	148.5064	21.19026	7.008240	0.0000
R-squared	0.211759	Mean dependent var	75.24000	
Adjusted R-squared	0.189864	S.D. dependent var	13.81841	
S.E. of regression	12.43761	Akaike info criterion	7.920805	
Sum squared resid	11137.98	Schwarz criterion	8.013505	
Log likelihood	-294.0302	Hannan-Quinn criter.	7.957819	
F-statistic	9.671335	Durbin-Watson stat	2.248641	
Prob(F-statistic)	0.000190			
Inverted MA Roots	.40			

Hình: Mô hình MA(1) dữ liệu 2

2.6 Mô hình trung bình di động

Dependent Variable: Y

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 19:19

Sample: 1 75

Included observations: 75

Convergence achieved after 4 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.40641	1.056355	71.38357	0.0000
MA(1)	-0.558493	0.120344	-4.640814	0.0000
MA(2)	0.346635	0.128009	2.707894	0.0085
SIGMASQ	130.4989	19.73577	6.612304	0.0000
R-squared	0.307339	Mean dependent var	75.24000	
Adjusted R-squared	0.278072	S.D. dependent var	13.81841	
S.E. of regression	11.74100	Akaike info criterion	7.821839	
Sum squared resid	9787.421	Schwarz criterion	7.945438	
Log likelihood	-289.3190	Hannan-Quinn criter.	7.871191	
F-statistic	10.50109	Durbin-Watson stat	1.957453	
Prob(F-statistic)	0.000008			
Inverted MA Roots	.28+.52i	.28-.52i		

2.6 Mô hình trung bình di động

Sai số dự báo giữa hai mô hình: Xấp xỉ giữa các sai số.

Forecast: YF	
Actual: Y	
Forecast sample: 1 75	
Included observations: 75	
Root Mean Squared Error	13.72600
Mean Absolute Error	10.67644
Mean Abs. Percent Error	16.23582
Theil Inequality Coefficient	0.090452
Bias Proportion	0.000004
Variance Proportion	0.999968
Covariance Proportion	0.000028
Theil U2 Coefficient	0.448711
Symmetric MAPE	14.61141

Sai số MA(1)

Forecast: YF	
Actual: Y	
Forecast sample: 1 75	
Included observations: 75	
Root Mean Squared Error	13.72698
Mean Absolute Error	10.67458
Mean Abs. Percent Error	16.26341
Theil Inequality Coefficient	0.090376
Bias Proportion	0.000147
Variance Proportion	NA
Covariance Proportion	NA
Theil U2 Coefficient	0.447448
Symmetric MAPE	14.60819

Sai số MA(2)

2.7 Mô hình ARMA

- Mô hình ARMA(p, q) là kết hợp của mô hình AR(p) và MA(q), có dạng

$$y_t = \eta_0 + \sum_{i=1}^p \eta_1 y_{t-i} + u_t + \sum_{j=1}^q \theta_j u_{t-j} \quad (13)$$

- Mô hình ARMA(p, q) thích hợp cho các chuỗi dừng.
- Xác định các độ trễ p dựa vào PAC và q dựa vào AC.

2.8 Mô hình ARIMA

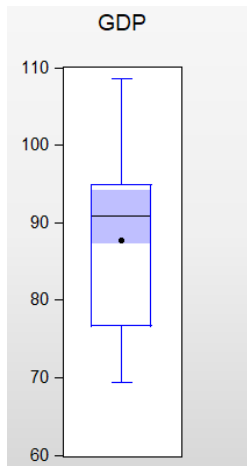
- Mô hình ARIMA áp dụng cho các chuỗi không dừng, nhưng sai phân là chuỗi dừng.
- Sai phân bậc 1 là chuỗi dừng, tức là $I(1)$. Mô hình ARIMA($p, 1, q$)
- Sai phân bậc d là chuỗi dừng, tức là $I(d)$. Mô hình ARIMA(p, d, q).

2.8 Mô hình ARIMA

Quy trình lựa chọn mô hình ARIMA(p, d, q):

- Thống kê mô tả để kiểm tra dữ liệu có giá trị đột biến hay không?
- Kiểm tra dữ liệu có dừng hay không (dựa vào giả đồ tự tương quan hoặc kiểm định nghiệm đơn vị). Nếu không dừng, kiểm tra tính dừng của sai phân bậc 1, bậc 2,... cho đến khi chọn được chuỗi dừng, giả sử chuỗi dừng ở sai phân bậc p
- Lựa chọn AR(p) và MA(q)
- Lựa chọn mô hình dựa vào các chỉ số AIC, BIC, R^2 , các sai số dự báo.
- Phân tích đồ thị phần dư
- Ước lượng mô hình được chọn, dự báo các giá trị trong tương lai

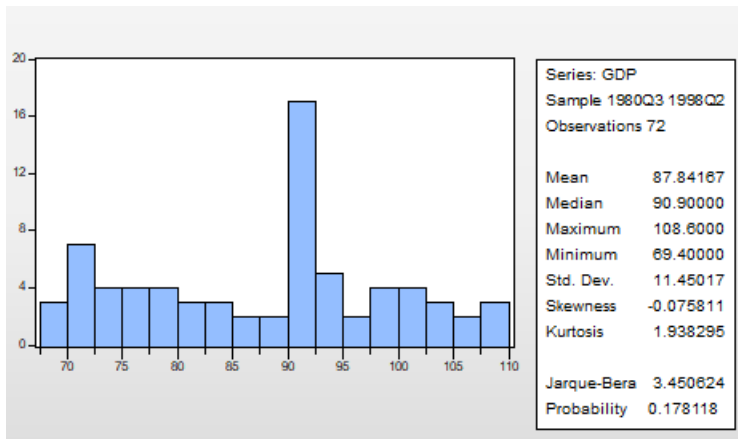
2.8 Mô hình ARIMA



Hình: Đồ thị hộp ria box plot của dữ liệu 3

Không có giá trị đột biến

2.8 Mô hình ARIMA



Hình: Kiểm tra phân phối chuẩn của dữ liệu 3

Dữ liệu xấp xỉ phân phối chuẩn

2.8 Mô hình ARIMA

	GDP
Mean	87.84167
Median	90.90000
Maximum	108.6000
Minimum	69.40000
Std. Dev.	11.45017
Skewness	-0.075811
Kurtosis	1.938295
Jarque-Bera	3.450624
Probability	0.178118
Sum	6324.600
Sum Sq. Dev.	9308.555
Observations	72

Hình: Các đặc trưng thống kê của dữ liệu 3

2.8 Mô hình ARIMA

Date: 07/31/19 Time: 20:23

Sample: 1980Q3 1998Q2

Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.958	0.958	68.932	0.000
		2	0.913	-0.067	132.39	0.000
		3	0.865	-0.050	190.23	0.000
		4	0.817	-0.030	242.57	0.000
		5	0.770	-0.013	289.73	0.000
		6	0.723	-0.032	331.88	0.000
		7	0.675	-0.024	369.26	0.000
		8	0.629	-0.022	402.15	0.000
		9	0.582	-0.030	430.77	0.000
		10	0.534	-0.035	455.31	0.000
		11	0.490	0.009	476.31	0.000
		12	0.446	-0.033	494.00	0.000

Hình: Giản đồ tự tương quan của dữ liệu 3

Chuỗi không dừng

2.8 Mô hình ARIMA

Date: 07/31/19 Time: 20:25

Sample: 1980Q3 1998Q2

Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.477	0.477	16.876	0.000
		2	0.244	0.020	21.333	0.000
		3	0.323	0.259	29.300	0.000
		4	0.299	0.070	36.227	0.000
		5	0.214	0.032	39.828	0.000
		6	0.215	0.067	43.531	0.000
		7	0.046	-0.201	43.704	0.000
		8	-0.102	-0.171	44.567	0.000
		9	-0.068	-0.052	44.953	0.000
		10	-0.023	0.017	44.997	0.000
		11	-0.141	-0.094	46.707	0.000
		12	-0.278	-0.173	53.485	0.000

Hình: Giản đồ tự tương quan của sai phân bậc 1 dữ liệu 3

Chuỗi dừng?

2.8 Mô hình ARIMA

Mô hình ước lượng ARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: D(GDP,1)

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 20:34

Sample: 1980Q4 1998Q2

Included observations: 71

Convergence achieved after 15 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.495551	0.151853	3.263351	0.0017
AR(1)	0.802580	0.136079	5.897892	0.0000
MA(1)	-0.426784	0.210255	-2.029836	0.0463
SIGMASQ	0.229293	0.034114	6.721380	0.0000
R-squared	0.259497	Mean dependent var	0.536620	
Adjusted R-squared	0.226341	S.D. dependent var	0.560418	
S.E. of regression	0.492932	Akaike info criterion	1.483369	
Sum squared resid	16.27979	Schwarz criterion	1.610844	
Log likelihood	-48.65961	Hannan-Quinn criter.	1.534062	
F-statistic	7.826363	Durbin-Watson stat	1.858666	
Prob(F-statistic)	0.000149			
Inverted AR Roots	.80			
Inverted MA Roots	.43			

2.8 Mô hình ARIMA

Mô hình ước lượng ARIMA(1,1,2)

Dependent Variable: D(GDP,1)

Method: ARIMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 20:42

Sample: 1980Q4 1998Q2

Included observations: 71

Convergence achieved after 11 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.500856	0.155159	3.228022	0.0019
AR(1)	0.843984	0.202844	4.160758	0.0001
MA(1)	-0.318512	0.239155	-1.331822	0.1875
MA(2)	-0.216321	0.223581	-0.967532	0.3368
SIGMASQ	0.221913	0.036528	6.075213	0.0000
R-squared	0.283329	Mean dependent var		0.536620
Adjusted R-squared	0.239895	S.D. dependent var		0.560418
S.E. of regression	0.488595	Akaike info criterion		1.479208
Sum squared resid	15.75585	Schwarz criterion		1.638552
Log likelihood	-47.51190	Hannan-Quinn criter.		1.542574
F-statistic	6.523130	Durbin-Watson stat		2.064177
Prob(F-statistic)	0.000174			
Inverted AR Roots	.84			
Inverted MA Roots	.65	-.33		

2.8 Mô hình ARIMA

Date: 07/31/19 Time: 20:44
Sample: 1980Q3 1998Q2
Included observations: 70

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.269	-0.269	5.2884	0.021
		2 -0.300	-0.402	11.975	0.003
		3 0.164	-0.073	14.010	0.003
		4 -0.007	-0.115	14.013	0.007
		5 -0.078	-0.090	14.486	0.013
		6 0.214	0.177	18.092	0.006
		7 -0.053	0.070	18.320	0.011
		8 -0.184	-0.056	21.087	0.007
		9 0.066	-0.059	21.446	0.011
		10 0.080	-0.014	21.980	0.015
		11 0.058	0.137	22.264	0.022
		12 -0.167	-0.136	24.674	0.016

Hình: Giản đồ tự tương quan của sai phân bậc 2 dữ liệu 3

Chuỗi dừng?

2.8 Mô hình ARIMA

Mô hình ước lượng ARIMA(1,2,1)

Dependent Variable: D(GDP,2)

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 20:46

Sample: 1981Q1 1998Q2

Included observations: 70

Convergence achieved after 10 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013060	0.023168	0.563691*	0.5749
AR(1)	0.212639	0.236204	0.900233	0.3713
MA(1)	-0.720850	0.164440	-4.383661	0.0000
SIGMASQ	0.239547	0.036347	6.590544	0.0000
R-squared	0.207766	Mean dependent var		0.018571
Adjusted R-squared	0.171755	S.D. dependent var		0.553852
S.E. of regression	0.504049	Akaike info criterion		1.529540
Sum squared resid	16.76831	Schwarz criterion		1.658025
Log likelihood	-49.53388	Hannan-Quinn criter.		1.580576
F-statistic	5.769577	Durbin-Watson stat		1.900676
Prob(F-statistic)	0.001446			
Inverted AR Roots	.21			
Inverted MA Roots	.72			

2.8 Mô hình ARIMA

Mô hình ước lượng ARIMA(1,2,2)

Dependent Variable: D(GDP,2)

Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)

Date: 07/31/19 Time: 20:47

Sample: 1981Q1 1998Q2

Included observations: 70

Convergence achieved after 13 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013561	0.024156	0.561406	0.5765
AR(1)	-0.354899	0.450698	-0.787443	0.4339
MA(1)	-0.077035	0.398048	-0.193531	0.8471
MA(2)	-0.423535	0.231449	-1.829928	0.0718
SIGMASQ	0.230208	0.036706	6.271619	0.0000
R-squared	0.238654	Mean dependent var		0.018571
Adjusted R-squared	0.191802	S.D. dependent var		0.553852
S.E. of regression	0.497912	Akaike info criterion		1.519037
Sum squared resid	16.11454	Schwarz criterion		1.679644
Log likelihood	-48.16629	Hannan-Quinn criter.		1.582832
F-statistic	5.093782	Durbin-Watson stat		2.007078
Prob(F-statistic)	0.001241			
Inverted AR Roots	-.35			
Inverted MA Roots	.69	-.61		

MÔ HÌNH HOÁ PHƯƠNG SAI: CÁC MÔ HÌNH ARCH VÀ GARCH

NỘI DUNG CHÍNH

I. MÔ HÌNH ARCH

1. Mô hình ARCH(m)
2. Các đặc tính của ARCH
3. Kiểm định ARCH
4. Ước lượng ARCH trong Eviews

II. MÔ HÌNH GARCH

1. Mô hình GARCH(r,m)
2. Ước lượng GARCH trong Eviews
3. Dự báo với mô hình GARCH

III. CÁC DẠNG MÔ HÌNH GARCH KHÁC

1. Mô hình GARCH-M
2. Mô hình TGARCH
3. Mô hình EGARCH

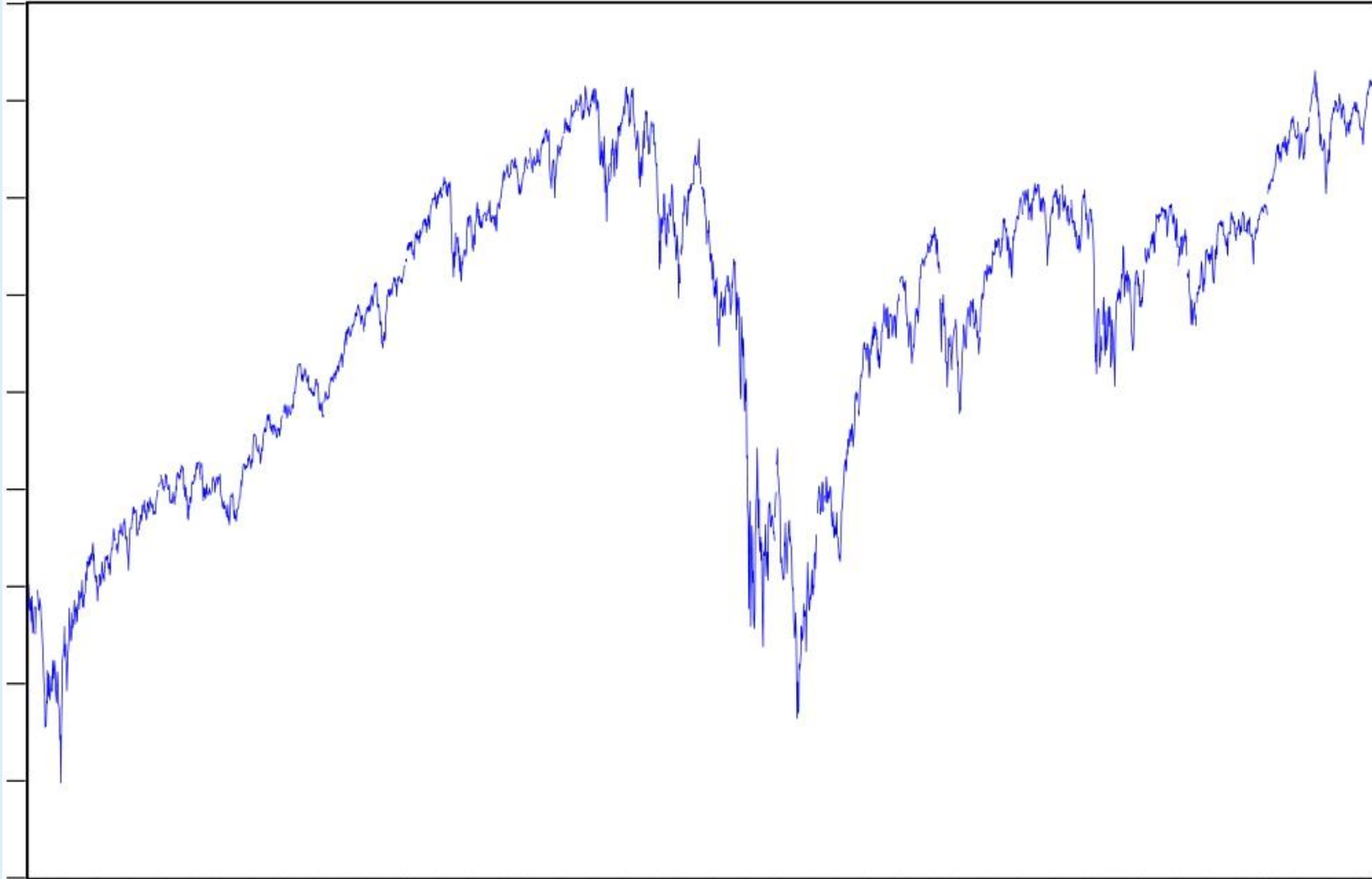
GIỚI THIỆU CHUNG

Ý tưởng chính: các mô hình cấu trúc tuyến tính (và chuỗi thời gian) không thể giải thích một số đặc điểm quan trọng cho nhiều dữ liệu tài chính, chẳng hạn:

- độ nhọn vượt chuẩn (leptokurtosis)
- biến động phân cụm hay biến động gộp
- hiệu ứng đòn bẩy

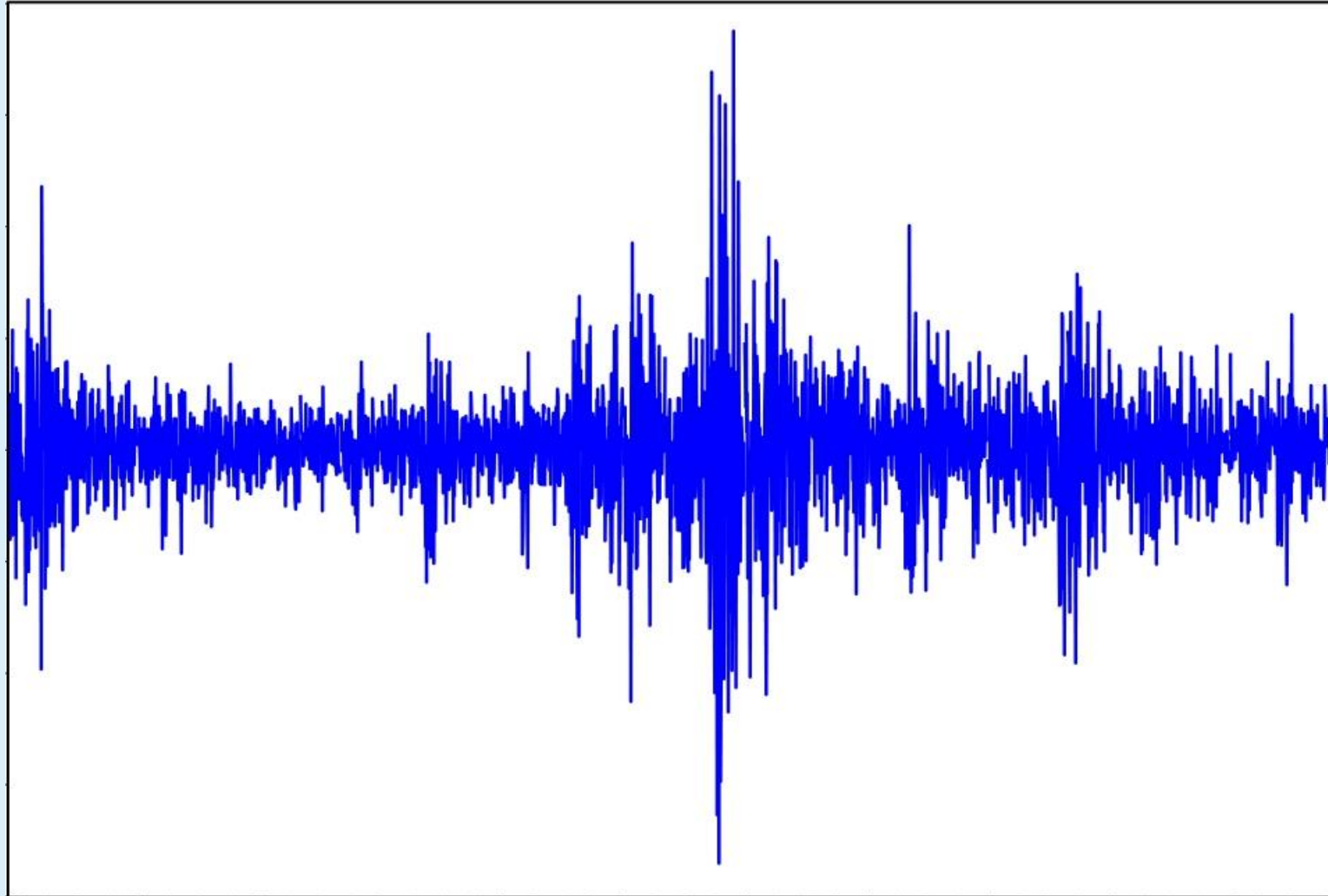
GIỚI THIỆU CHUNG

LOG(Y)



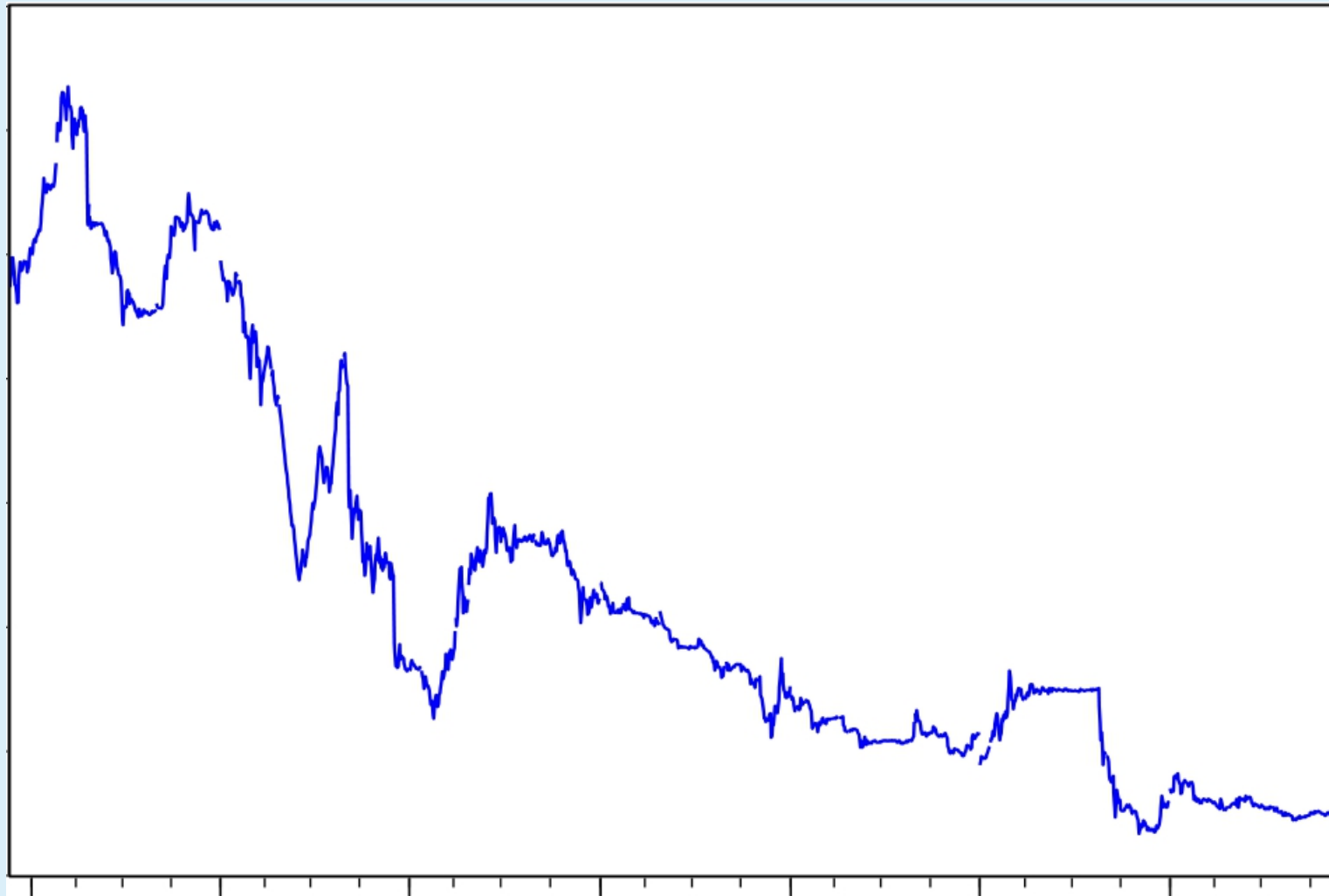
GIỚI THIỆU CHUNG

$$\text{LOG} \frac{Y}{Y(-1)}$$



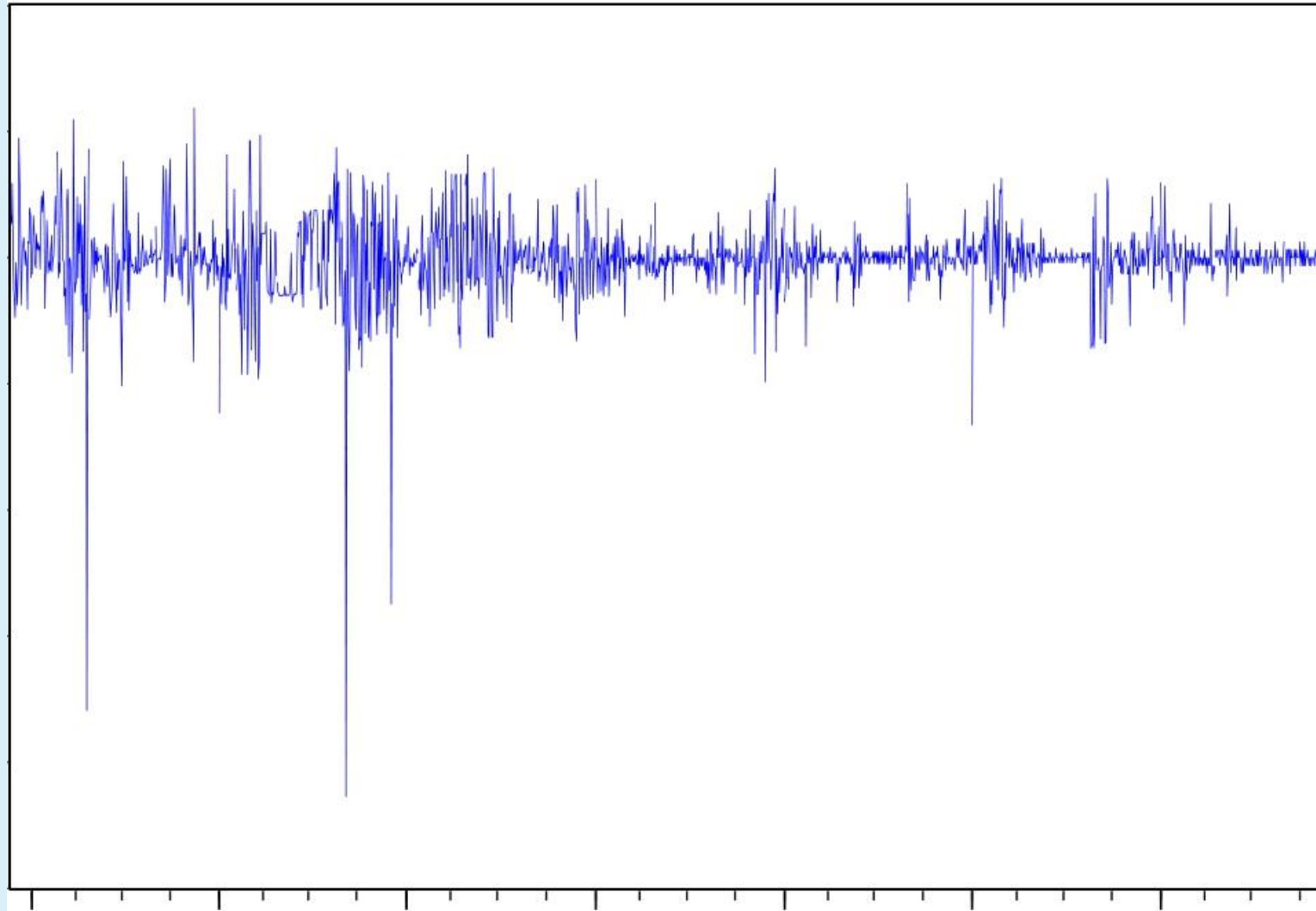
GIỚI THIỆU CHUNG

LOG(CLOSE_ACB)



GIỚI THIỆU CHUNG

$\text{LOG}(\text{CLOSE_ACB}/\text{CLOSE_ACB}(-1))$



GIỚI THIỆU CHUNG

CÁC LOẠI MÔ HÌNH PHI TUYẾN

- ❑ Mô hình tuyến tính là một mô hình hữu ích. Nhiều mối quan hệ rõ ràng là phi tuyến tính có thể được thực hiện tuyến tính bằng một phép biến đổi thích hợp. Mặt khác, rất có thể nhiều mối quan hệ trong tài chính về bản chất là phi tuyến tính.
- ❑ Có nhiều loại mô hình phi tuyến tính, ví dụ:
 - ✓ ARCH / GARCH
 - ✓ chuyển đổi mô hình
 - ✓ mô hình song tuyến

GIỚI THIỆU CHUNG

KIỂM ĐỊNH TÍNH PHI TUYẾN

- ❑ Các công cụ “truyền thống” của phân tích chuỗi thời gian (acf’s, phân tích quang phổ) có thể không tìm thấy bằng chứng cho thấy chúng ta có thể sử dụng mô hình tuyến tính, nhưng dữ liệu có thể vẫn không độc lập.
- ❑ Các phép thử Portmanteau cho sự phụ thuộc phi tuyến tính đã được phát triển. Đơn giản nhất là kiểm tra RESET Ramsey, có dạng:

$$\hat{u}_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_t^2 + \beta_2 \hat{y}_t^3 + \dots + \beta_{p-1} \hat{y}_t^p + v_t$$

- ❑ Một mô hình phi tuyến tính cụ thể đã tỏ ra rất hữu ích trong tài chính là mô hình ARCH của Engle (1982).

MÔ HÌNH ARCH

□ Là một mô hình không giả định rằng phương sai là không đổi.

→ Nhắc lại định nghĩa về phương sai của u_t :

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(u_t \mid ut_{-1}, ut_{-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 \mid ut_{-1}, ut_{-2}, \dots]$$

→ Chúng tôi thường giả định rằng $E(u_t) = 0$

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(u_t \mid ut_{-1}, ut_{-2}, \dots) = E[u_t^2 \mid ut_{-1}, ut_{-2}, \dots].$$

→ Giá trị hiện tại của phương sai có thể phụ thuộc vào điều gì?

➤ Bình phương của sai số ngẫu nhiên trước đó.

→ Điều này dẫn đến mô hình phương sai có điều kiện tự hồi quy theo phương sai của các sai số:

MÔ HÌNH ARCH

MÔ HÌNH ARCH(1)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad (2)$$

MÔ HÌNH ARCH

MÔ HÌNH ARCH(2)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 \quad (3)$$

MÔ HÌNH ARCH

MÔ HÌNH ARCH(3)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \gamma_3 u_{t-3}^2 \quad (4)$$

MÔ HÌNH ARCH

MÔ HÌNH ARCH(q)

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (5)$$

MÔ HÌNH ARCH

HIỆU ỨNG ARCH

- Các bước kiểm định:

- Ước lượng phương trình

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

- Ước lượng PT hồi quy phụ:

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t$$

- Kiểm định giả thiết:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$$

- Nếu giá trị của thống kê kiểm định lớn hơn giá trị tới hạn từ phân phối χ^2 thì bác bỏ giả thuyết không.

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EViews

Dependent Variable: R_FTSE

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000391	0.000197	1.977977	0.0480
MA(1)	0.076201	0.019530	3.901850	0.0001

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EVIEWS

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	27.67792	Prob. F(9,2591)	0.0000
Obs*R-squared	228.1301	Prob. Chi-Square(9)	0.0000

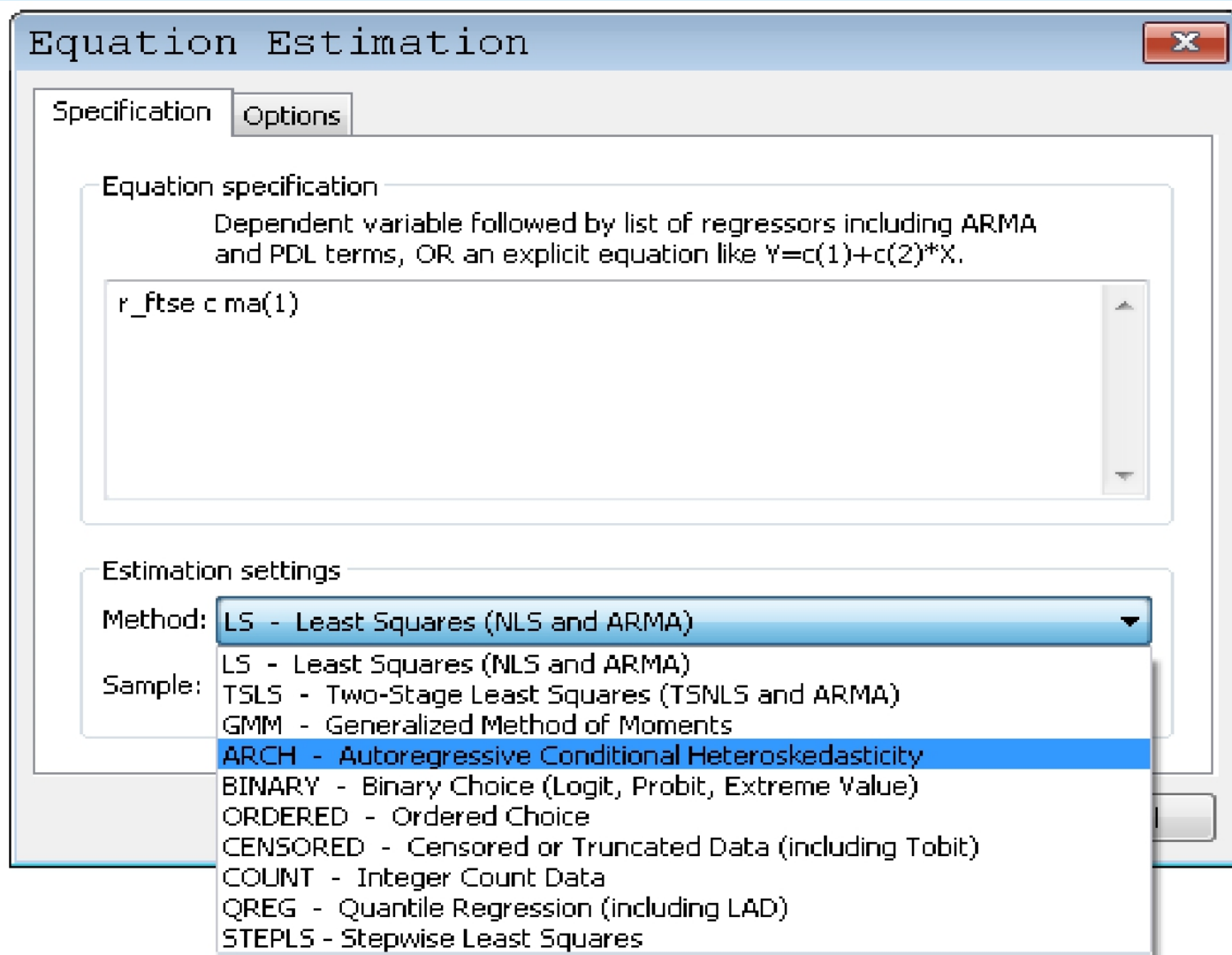
Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.75E-05	4.65E-06	8.056923	0.0000
RESID^2(-1)	0.055739	0.019646	2.837183	0.0046
RESID^2(-2)	0.114974	0.019630	5.857083	0.0000
RESID^2(-3)	0.089364	0.019714	4.533035	0.0000
RESID^2(-4)	0.049999	0.019741	2.532781	0.0114
RESID^2(-5)	0.059891	0.019730	3.035540	0.0024
RESID^2(-6)	0.072879	0.019741	3.691814	0.0002
RESID^2(-7)	0.068193	0.019714	3.459036	0.0006
RESID^2(-8)	0.069009	0.019630	3.515521	0.0004
RESID^2(-9)	-0.005920	0.019646	-0.301315	0.7632

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EVIEWS



MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EVIEWS

Equation Estimation

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors and ARMA terms OR explicit equation:
r_ftse c ma(1) ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: GARCH/TARCH
Order: ARCH: 8 Threshold order: 0
GARCH: ☐
Restrictions: None
Variance regressors:
Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1/01/1990 12/31/1999

OK Cancel

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EVIEWS

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000417	0.000170	2.456252	0.0140
MA(1)	0.066952	0.019847	3.373363	0.0007
Variance Equation				
C	3.06E-05	2.56E-06	11.97575	0.0000
RESID(-1)^2	0.065055	0.015140	4.296937	0.0000
RESID(-2)^2	0.116200	0.024305	4.780946	0.0000
RESID(-3)^2	0.085761	0.024612	3.484436	0.0005
RESID(-4)^2	0.061597	0.020989	2.934728	0.0033
RESID(-5)^2	0.062416	0.022804	2.737010	0.0062
RESID(-6)^2	0.098934	0.023552	4.200706	0.0000
RESID(-7)^2	0.092636	0.022029	4.205111	0.0000
RESID(-8)^2	0.078562	0.025099	3.130117	0.0017

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EVIEWS

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\]

File Edit Object View Proc Quick Options Window Help

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

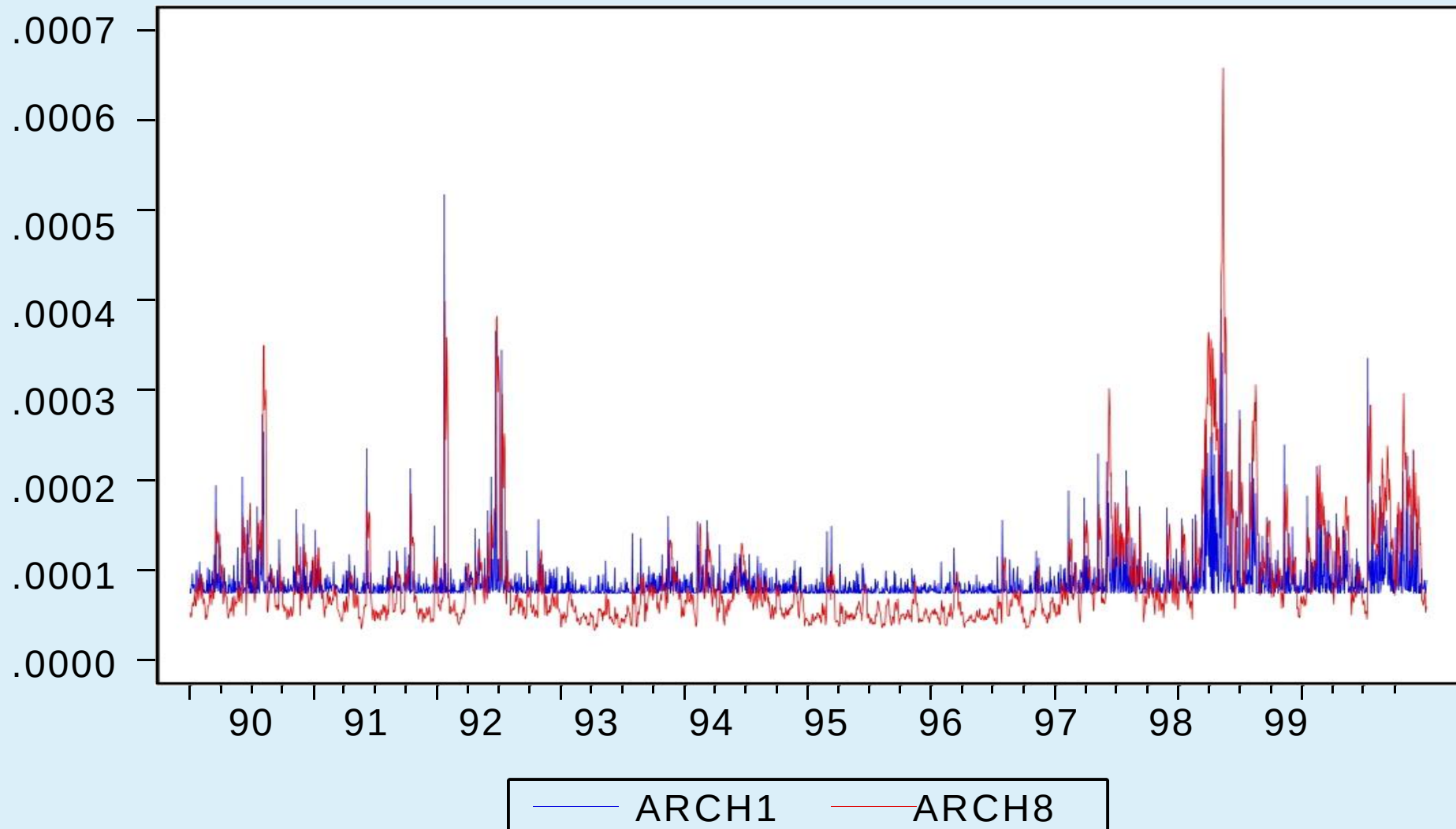
Dependent Variable:
Model:
Date specification:
Sample:
Series:
Include:
Cointegration:
MA:
Pre-estimation:
GARCH:
Specify/Estimate...
Forecast...
Make Residual Series...
Make Regressor Group
Make GARCH Variance Series...
Make Gradient Group
Make Derivative Group
Update Coefs from Equation

RESID(-3)^2 + C(7)*RESID(-4)^2 + C(8)*RESID(-5)^2 + C(9)*RESID(-6)^2 + C(10)*RESID(-7)^2 + C(11)*RESID(-8)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000417	0.000170	2.456252	0.0140
MA(1)	0.066952	0.019847	3.373363	0.0007

MÔ HÌNH ARCH

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH ARCH TRÊN EViews



MÔ HÌNH ARCH

VẤN ĐỀ CỦA MÔ HÌNH ARCH

- ✓ Làm thế nào để xác định q ?
 - ✓ Giá trị của q có thể rất lớn
 - ✓ Các ràng buộc về **tính không âm** có thể bị vi phạm.
 - Khi ước lượng một mô hình ARCH, chúng ta yêu cầu $\alpha_i > 0 \quad \forall i=1,2,\dots,q$ (vì phương sai không thể âm)
- Một phần mở rộng tự nhiên của mô hình ARCH (q) có thể giúp giải quyết được các vấn đề này là mô hình GARCH.

MÔ HÌNH GARCH

Mô hình GARCH(p,q) có dạng:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (6)$$

MÔ HÌNH GARCH

Mô hình GARCH(1,1) có dạng:

$$h_t = \gamma_0 + \delta_1 h_{t-1} + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad (7)$$

Lưu ý: Mô hình GARCH(1,1) $\sim$ ARCH(∞)

MÔ HÌNH GARCH

ƯỚC LƯỢNG GARCH TRÊN EVIEWS

Equation Estimation

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors and ARMA terms OR explicit equation:
r_ftse c ma(1) ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: GARCH/TARCH
Order:
ARCH: 1 Threshold order: 0
GARCH: 1
Restrictions: None
Variance regressors:
Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1/01/1990 12/31/1999

OK Cancel

MÔ HÌNH GARCH

ƯỚC LƯỢNG GARCH TRÊN EViews

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000462	0.000168	2.739384	0.0062
MA(1)	0.063415	0.020638	3.072714	0.0021

Variance Equation

C	8.16E-07	2.41E-07	3.389026	0.0007
RESID(-1)^2	0.050654	0.006645	7.622717	0.0000
GARCH(-1)	0.940529	0.007946	118.3667	0.0000

GARCH (1, 1)

MÔ HÌNH GARCH

ƯỚC LƯỢNG GARCH TRÊN EViews

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000462	0.000168	2.745300	0.0060
MA(1)	0.063500	0.020806	3.052002	0.0023
Variance Equation				
C	7.29E-07	2.90E-07	2.510892	0.0120
RESID(-1)^2	0.044289	0.013277	3.335710	0.0009
GARCH(-1)	1.097115	0.270641	4.053772	0.0001
GARCH(-2)	-0.149297	0.255988	-0.583219	0.5597

GARCH (2, 1)

MÔ HÌNH GARCH

ƯỚC LƯỢNG GARCH TRÊN EVIEWS

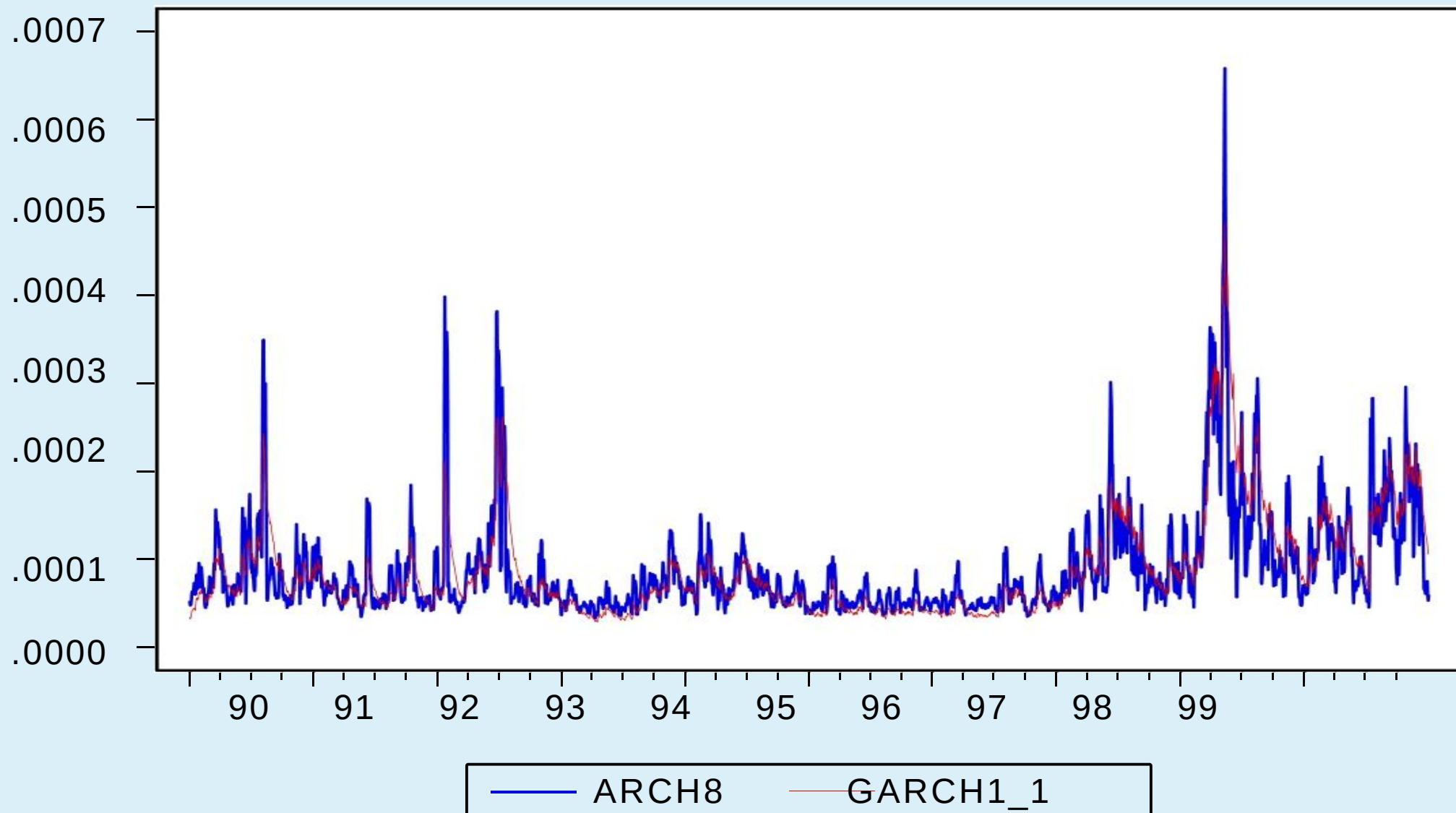
Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000462	0.000168	2.746797	0.0060
MA(1)	0.064548	0.020455	3.155626	0.0016
Variance Equation				
C	1.29E-06	6.68E-07	1.927118	0.0540
RESID(-1)^2	0.030517	0.012084	2.525383	0.0116
RESID(-2)^2	0.046684	0.032983	1.415405	0.1569
GARCH(-1)	0.497224	0.643411	0.772793	0.4396
GARCH(-2)	0.411593	0.604061	0.681377	0.4956

GARCH (2, 2)

MÔ HÌNH GARCH



MÔ HÌNH GARCH-M

Mô hình GARCH-M có dạng:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \theta h_t + u_t \quad (8)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (9)$$

MÔ HÌNH GARCH-M

Mô hình GARCH-M có dạng:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \theta \sqrt{h_t} + u_t \quad (10)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (9)$$

MÔ HÌNH GARCH-M

Mô hình GARCH-M có dạng:

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	4.989412	4.217284	1.183086	0.2368
C	0.000134	0.000324	0.414174	0.6787
MA(1)	0.062052	0.020658	3.003753	0.0027

Variance Equation

C	8.52E-07	2.51E-07	3.390526	0.0007
RESID(-1)^2	0.051904	0.006794	7.639692	0.0000
GARCH(-1)	0.938877	0.008181	114.7561	0.0000

MÔ HÌNH T-GARCH

Mô hình T-GARCH có dạng:

Một mô hình biến động khác thường được sử dụng để xử lý các hiệu ứng đòn bẩy là mô hình TGARCH:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \delta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^s (\gamma_i + \omega_i N_{t-i}) u_{t-i}^2$$

Trong đó, N_{t-i} là một chỉ báo cho tiêu cực, với:

$$N_{t-i} = \begin{cases} 1, & \text{nếu } u_{t-i} < 0, (\text{bad new}) \\ 0, & \text{nếu } u_{t-i} \geq 0 (\text{good new}) \end{cases}$$

MÔ HÌNH T-GARCH

Ước lượng mô hình T-GARCH trên Eviews:

The screenshot shows the 'Equation Estimation' dialog box in EViews. The 'Specification' tab is active. The 'Mean equation' section shows the dependent variable 'r_ftse' followed by 'c' and 'ma(1)'. The 'Variance and distribution specification' section shows the 'Model' set to 'GARCH/TARCH', 'Order' with 'ARCH: 1' and 'Threshold order: 1', 'GARCH: 1', 'Restrictions' set to 'None', and 'Error distribution' set to 'Normal (Gaussian)'. The 'ARCH-M' dropdown menu is open, showing options: 'Variance', 'None', 'Std. Dev.', 'Variance', and 'Log(Var)'. The 'Estimation settings' section shows the 'Method' set to 'ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity' and the 'Sample' set to '1/01/1990 12/31/1999'. The 'OK' and 'Cancel' buttons are at the bottom right.

Equation Estimation

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors and ARMA terms OR explicit equation:
r_ftse c ma(1)

ARCH-M:
Variance
None
Std. Dev.
Variance
Log(Var)

Variance and distribution specification
Model: GARCH/TARCH
Order:
ARCH: 1 Threshold order: 1
GARCH: 1
Restrictions: None
Variance regressors:
Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1/01/1990 12/31/1999

OK Cancel

MÔ HÌNH T-GARCH

Ước lượng mô hình T-GARCH trên Eviews:

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000338	0.000168	2.011110	0.0443
MA(1)	0.058817	0.020581	2.857874	0.0043
Variance Equation				
C	6.42E-07	1.74E-07	3.690975	0.0002
RESID(-1)^2	0.014042	0.006502	2.159535	0.0308
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.050465	0.009140	5.521574	0.0000
GARCH(-1)	0.954002	0.006293	151.5984	0.0000

MÔ HÌNH PARCH

Mô hình PARCH có dạng:

- Taylor (1986) và Schwert (1989) đã giới thiệu mô hình GARCH độ lệch chuẩn, trong đó độ lệch chuẩn được mô hình hóa chứ không phải là phương sai.
- Mô hình này, cùng với một số mô hình khác, được khái quát trong Ding et al . (1993) với thông số kỹ thuật Power ARCH.
- Trong mô hình Power ARCH, tham số công suất δ của độ lệch chuẩn có thể được ước tính thay vì áp đặt và các tham số γ tùy chọn được thêm vào để nắm bắt sự bất đối xứng theo thứ tự r:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\epsilon_{t-i}| - \gamma_i \epsilon_{t-i})^\delta$$

MÔ HÌNH PARCH

Ước lượng mô hình PARCH trên Eviews:

Equation Estimation

Specification Options

Mean equation
Dependent followed by regressors and ARMA terms OR explicit equation:
r_ftse c ma(1) ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: PARCH
Order:
ARCH: 1 Asymmetric order: 1
GARCH: 1
☐ Fix power parameter: 1
Variance regressors:
gulf postwar r_stock1 r_stock2 r_stock3
Error distribution:
Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1/01/1990 12/31/1999

OK Cancel

MÔ HÌNH PARCH

Ước lượng mô hình PARCH trên Eviews:

Dependent Variable: R_FTSE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000342	0.000170	2.011811	0.0442
MA(1)	0.058181	0.020602	2.824015	0.0047
Variance Equation				
C	8.59E-07	1.96E-07	4.373687	0.0000
RESID(-1)^2	0.007223	0.005782	1.249331	0.2115
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.054591	0.009192	5.938690	0.0000
GARCH(-1)	0.957739	0.005479	174.8106	0.0000
GULF	-5.26E-07	2.50E-07	-2.099688	0.0358
POSTWAR	-1.01E-07	1.37E-07	-0.736596	0.4614
R_STOCK1	9.26E-05	4.34E-05	2.130817	0.0331
R_STOCK2	-0.000111	4.39E-05	-2.524181	0.0116
R_STOCK3	-1.99E-05	3.97E-05	-0.500656	0.6166

MÔ HÌNH EGARCH

MÔ HÌNH EGARCH CÓ DẠNG:

- Được đề xuất bởi Nelson (1991). Phương trình phương sai được cho bởi:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$$

→ Ưu điểm của mô hình

- Vì chúng ta mô hình hóa $\log(\sigma_t^2)$, nên ngay cả khi các tham số là âm, σ_t^2 cũng sẽ dương.
- Chúng ta có thể tính đến hiệu ứng đòn bẩy: nếu mối quan hệ giữa biến động và lợi nhuận là âm, γ , sẽ âm.

MÔ VÍ DỤ VỀ ỨNG DỤNG CỦA MÔ HÌNH GARCH

■ Mục đích

- Để xem xét hiệu suất dự báo ngoài mẫu của Mô hình GARCH và EGARCH trong dự báo sự biến động của chỉ số chứng khoán.
- Biến động được dùng để ám chỉ cho kỳ vọng của thị trường về mức độ biến động “trung bình” của một quyền chọn:

■ Dữ liệu

- Giá đóng cửa hàng tuần (Từ thứ Tư đến Thứ Tư và từ thứ Sáu đến Thứ Sáu) cho tùy chọn Chỉ số S & P100 và giá cơ bản từ ngày 11 tháng 3 năm 1983 đến 31 tháng 12 năm 1989.

MÔ VÍ DỤ VỀ ỨNG DỤNG CỦA MÔ HÌNH GARCH

Mô hình

■ Mô hình cơ bản

Cho phương trình trung bình có điều kiện:

$$R_{Mt} - R_{Ft} = \lambda_0 + \lambda_1 \sqrt{h_t} + u_t \quad (1)$$

Và cho phương trình phương sai: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$ (2)

$$\text{hoặc } \ln(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \alpha_1 \left(\theta \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left[\left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{1/2} \right] \right) \quad (3)$$

với

R_{Mt} : lợi nhuận trên danh mục thị trường; R_{Ft} : lãi suất phi rủi ro

MÔ VÍ DỤ VỀ ỨNG DỤNG CỦA MÔ HÌNH GARCH

Mô hình

- Thêm giá trị độ trễ của tham số biến động vào phương trình (2) và (3).
Khi đó, (2) trở thành:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

và (3) trở thành

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \alpha_1 \left(\theta \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left[\left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{1/2} \right] \right) + \delta \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (5)$$

- Tiến hành kiểm định $H_0: \delta = 0$ trong (4) hoặc (5).
→ Ngoài ra, kiểm định $H_0: \alpha_1 = 0$ và $\beta_1 = 0$ trong (4),
■ → và $H_0: \alpha_1 = 0$ và $\beta_1 = 0$ và $\theta = 0$ và $\gamma = 0$ trong (5).

MÔ VÍ DỤ VỀ ỨNG DỤNG CỦA MÔ HÌNH GARCH

Mô hình

$$R_{Mt} - R_{Ft} = \lambda_0 + \lambda_1 \sqrt{h_t} + u_t \quad (8.78)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (8.79)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta \sigma_{t-1}^2 \quad (8.81)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \delta \sigma_{t-1}^2 \quad (8.81')$$

Equation for Variance specification	λ_0	λ_1	$\alpha_0 \times 10^{-4}$	α_1	β_1	δ	Log-L	χ^2
(8.79)	0.0072 (0.005)	0.071 (0.01)	5.428 (1.65)	0.093 (0.84)	0.854 (8.17)	-	767.321	17.77
(8.81)	0.0015 (0.028)	0.043 (0.02)	2.065 (2.98)	0.266 (1.17)	-0.068 (-0.59)	0.318 (3.00)	776.204	-
(8.81')	0.0056 (0.001)	-0.184 (-0.001)	0.993 (1.50)	-	-	0.581 (2.94)	764.394	23.62

Notes: t -ratios in parentheses, Log-L denotes the maximised value of the log-likelihood function in each case. χ^2 denotes the value of the test statistic, which follows a $\chi^2(1)$ in the case of (8.81) restricted to (8.79), and a $\chi^2(2)$ in the case of (8.81) restricted to (8.81'). Source: Day and Lewis (1992). Reprinted with the permission of Elsevier Science.



MÔ HÌNH CHUỖI THỜI GIAN ĐA BIẾN

NỘI DUNG CHÍNH

I. MÔ HÌNH VAR

1. Giới thiệu chung

2. Vector nhiễu trắng

II. ƯỚC LƯỢNG VÀ KIỂM ĐỊNH

1. Lựa chọn độ trễ

2. Kiểm định nhân quả Granger

3. Thực hành với Eviews

III. HÀM PHẢN ỨNG VÀ PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

1. Hàm phản ứng (IRFs)

2. Phân rã phương sai (VDF)

3. Thực hành với Eviews

GIỚI THIỆU CHUNG

- ❑ Mô hình VAR hay còn gọi là mô hình vector tự hồi quy là một dạng tổng quát của mô hình tự hồi quy đơn chiều (univariate autoregressive model) trong dự báo một tập hợp biến, nghĩa là một vector của biến chuỗi thời gian.
- ❑ Nó ước lượng từng phương trình của mỗi biến chuỗi theo các độ trễ của biến (p) và tất cả các biến còn lại (nghĩa là vế phải của mỗi phương trình bao gồm một hằng số và các độ trễ của tất cả các biến trong hệ thống).

■ Ví dụ. Mô hình về lạm phát với nền kinh tế đóng:

$$\begin{cases} LP_t = a_{11} + a_{12}LP_{t-1} + a_{13}M_{t-1} + a_{14}GDP_{t-1} + u_{1t} \\ M_t = a_{21} + a_{22}LP_{t-1} + a_{23}M_{t-1} + a_{24}GDP_{t-1} + u_{2t} \\ GDP_t = a_{31} + a_{32}LP_{t-1} + a_{33}M_{t-1} + a_{34}GDP_{t-1} + u_{3t} \end{cases}$$

GIỚI THIỆU CHUNG

- Mô hình VAR có p là độ trễ tối đa của bất kì biến nào.
- VAR có thể có m biến ($m > 2$).
- Mỗi một biến trong m biến có riêng một phương trình, trong cả hệ phương trình.

GIỚI THIỆU CHUNG

- Trong mô hình VAR không có ràng buộc mỗi biến xuất hiện với mỗi độ trễ ở tất cả các phương trình.
- Với mô hình VAR(p) có m biến, sẽ có m^2 các hệ số ở mỗi độ trễ; (mô hình VAR có rất nhiều hệ số).
- Các sai số ngẫu nhiên (disturbances) của VAR là véctor nhiều trắng

GIỚI THIỆU CHUNG

- Mọi mối quan hệ động sẽ được thể hiện qua các hệ số của VAR. Tức là, mỗi sai số ngẫu nhiên không thể dự báo được từ quá khứ – hoặc là từ quá khứ của chính nó hoặc của sai số khác.
- Điều này làm tăng khả năng ước lượng các tham số trong hệ VAR. Độ trễ p phải được lựa chọn sao cho không có sự tự tương quan giữa các sai số ước lượng.

GIỚI THIỆU CHUNG

- Tuy nhiên điều kiện của VAR là các chuỗi số liệu thời gian phải là chuỗi dừng, trong thực tế các chuỗi số liệu gốc thường là không dừng.
- Chúng ta thường chuyển qua xét các chuỗi sai phân cấp 1, các chuỗi số liệu đã lấy logarit tự nhiên: $\ln(.)$ (lấy logarit cơ số tự nhiên để giảm thiểu sự biến động trong chuỗi dữ liệu), hoặc sai phân của các chuỗi số liệu đã lấy logarit tự nhiên: $d\ln(.)$.

GIỚI THIỆU CHUNG

Hạn chế của phương pháp này là:

- chỉ xem xét được các mối quan hệ trong ngắn hạn, do vậy chúng ta thường kết hợp sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM)
- mô hình VECM dựa trên đặc điểm: sự kết hợp tuyến tính của các chuỗi thời gian không dừng đôi khi lại cho ta một chuỗi dừng. Trong trường hợp này, các chuỗi thời gian đó được gọi là đồng tích hợp (cointegrated). Mô hình này giúp chúng ta xem xét được mối quan hệ dài hạn của các biến số (các chuỗi thời gian).

GIỚI THIỆU CHUNG

❑ Mục đích của mô hình VAR là:

- Xây dựng mô hình dự báo mà không cần lý thuyết
- Cho phép xem xét ảnh hưởng động của một cú sốc đối với các biến khác.
- Cho phép đánh giá tầm quan trọng của một cú sốc đối với sự dao động của các biến.
- Cung cấp cơ sở cho việc thực hiện kiểm định nhân quả Granger, để xem xét tác động qua lại giữa các biến.

GIỚI THIỆU CHUNG

- Mô hình với hai biến, 1 bước trễ

$$y_{1t} = b_{10} + b_{11}y_{1(t-1)} + b_{12}y_{2(t-1)} + e_{1t}$$

$$y_{2t} = b_{20} + b_{21}y_{1(t-1)} + b_{22}y_{2(t-1)} + e_{2t}$$

- Nhận xét:

- *Vế phải của phương trình chỉ chứa biến trễ*
- *Có tính đối xứng*

GIỚI THIỆU CHUNG

- Dạng ma trận:

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + e_t$$

- Tổng quát:

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + e_t$$

VECTƠ NHIỀU TRẮNG

- Một vectơ ngẫu nhiên (w) được cho là vectơ nhiều trắng hoặc vectơ ngẫu nhiên trắng nếu: các thành phần của nó đều có phân phối xác suất với trung bình bằng 0 và phương sai hữu hạn, và độc lập về mặt thống kê. Nghĩa là:
 - Mọi biến trong w cũng có phân phối chuẩn với giá trị trung bình bằng 0 và cùng phương sai σ^2 , thường được gọi là một véc tơ nhiều trắng Gauss.
 - Tính độc lập thống kê của hai biến là chúng không tương quan về mặt thống kê; nghĩa là, hiệp phương sai của chúng bằng không.
 - Trong trường hợp đó, phân phối chung của w là phân phối chuẩn đa biến; khi đó sự độc lập giữa các biến ngụ ý rằng phân phối có đối xứng trong không gian n chiều.

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

❑ CÁC BƯỚC ƯỚC LƯỢNG VAR

- B1: kiểm định tính dừng của các biến, thực hiện biến đổi đến khi được chuỗi dừng
- B2: Tìm bước trễ thích hợp: tiêu chuẩn LR, tiêu chuẩn AIC, SBC
- B3: Kiểm định và lựa chọn mô hình
 - Tính ổn định của mô hình (phụ lục A)
 - Phần dư có phải là nhiễu trắng?
 - *Giảns lược mô hình:*
 - Kiểm định Granger
 - Chọn lựa mô hình
- B4: Phân tích và sử dụng kết quả (dự báo, hàm phản ứng, phân rã phương sai)

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

❑ B2: CHỌN ĐỘ DÀI TRỄ

- Ước lượng mô hình:

VAR Specification

Basics Cointegration VEC Restrictions

VAR Type

☒ Unrestricted VAR
☐ Vector Error Correction

Endogenous Variables

nhapkhau oilprice r

Lag Intervals for Endogenous:

1 2

Estimation Sample

1996m01 2007m07

Exogenous Variables

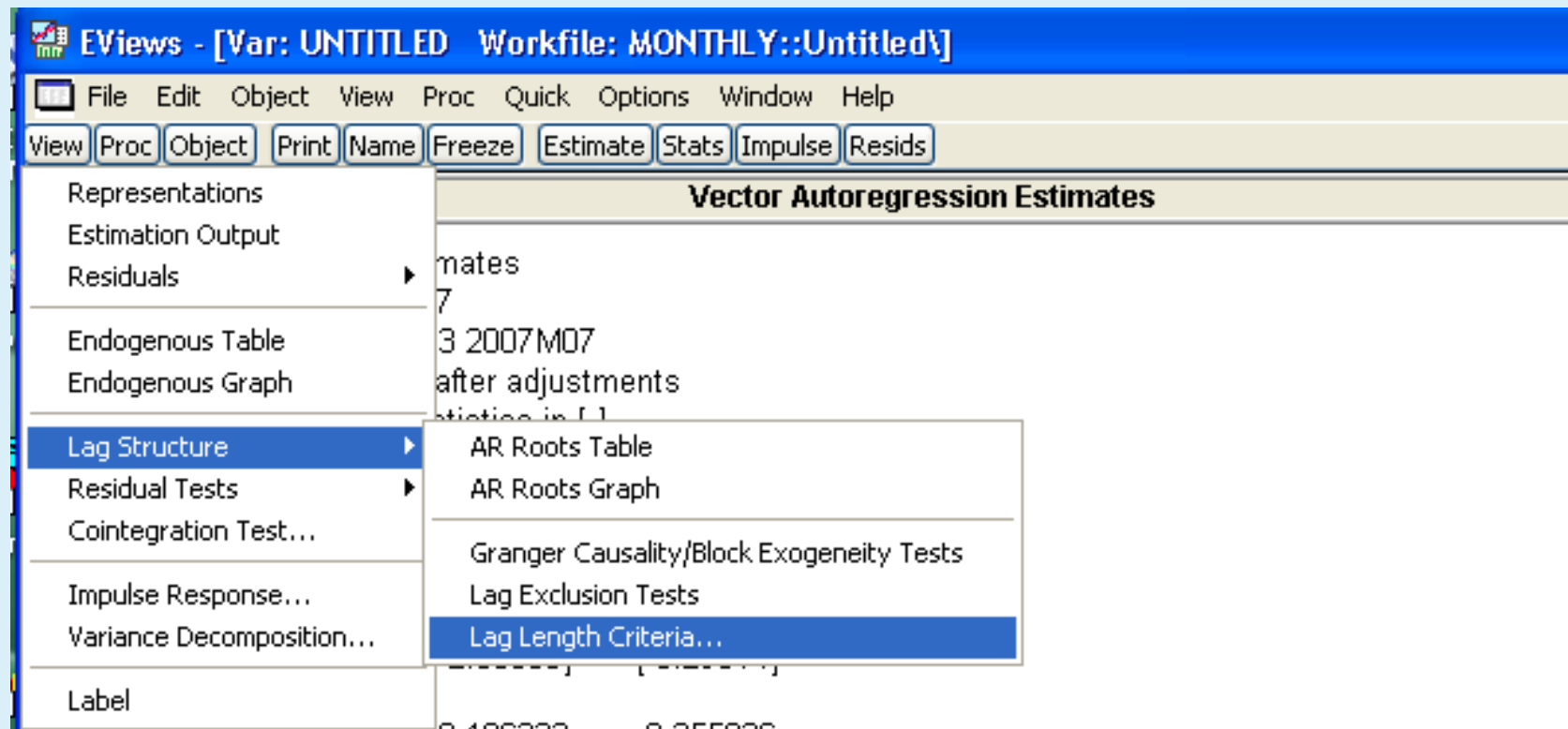
c

OK Cancel

ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

❑ B2: CHỌN ĐỘ DÀI TRỄ

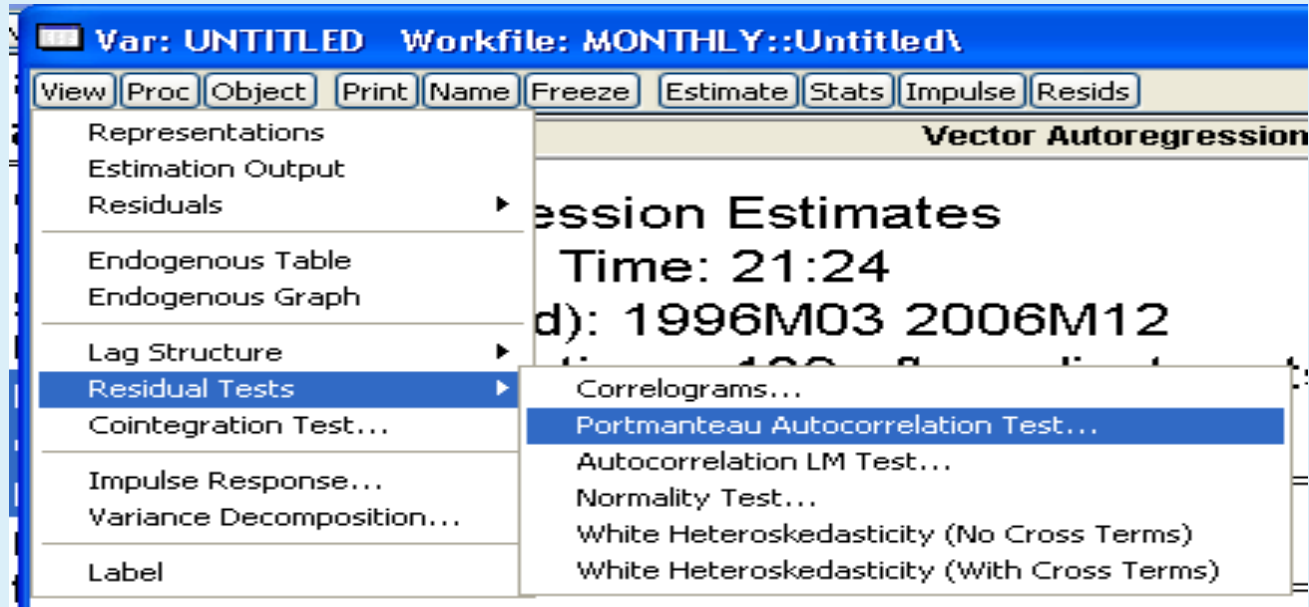
- View/Lag Structure/Lag length criteria



ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

❑ B3: KIỂM ĐỊNH VÀ GIẢM LƯỢC MÔ HÌNH

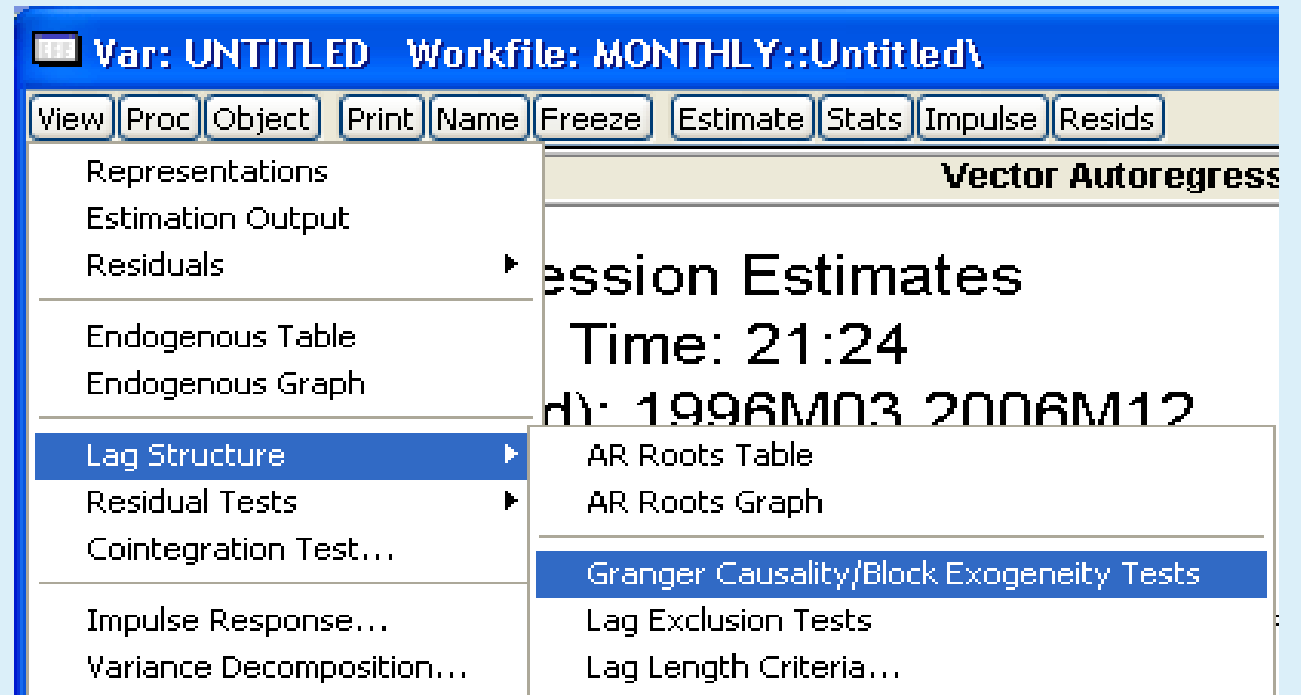
- Mô hình có ổn định không :
 - *View/Lag Structure/AR root table*
 - *Tất cả nghiệm đều nằm trong vòng tròn đơn vị?*
- Nhiễu có trắng không?



ƯỚC LƯỢNG MÔ HÌNH VAR

❑ B3: KIỂM ĐỊNH VÀ GIẢM LƯỢC MÔ HÌNH

- Có nên bỏ bớt một số biến/ trễ không?
- Lựa chọn mô hình:
- Kết quả kiểm định nhân quả Granger sẽ cho chúng ta biết mối quan hệ qua lại giữa các biến trong mô hình, biến nào là nguyên nhân gây ra sự thay đổi của các biến khác và đâu là kết quả.



THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

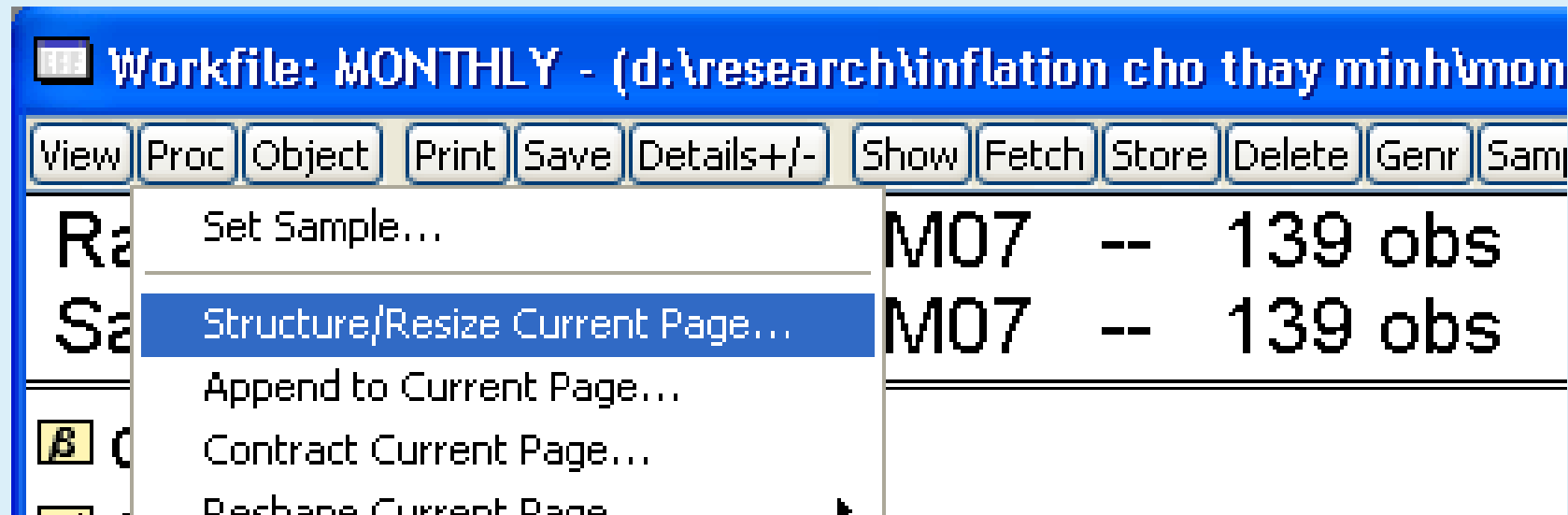
□ DỰ BÁO NGOÀI MẪU

- *B1: Mở rộng kích thước mẫu cho thời gian dự báo*
- *B2: Chuyển sang môi trường mô hình*
- *B3: Ước lượng mô hình và Dự báo*

THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

❑ B1: MỞ RỘNG KÍCH THƯỚC MẪU

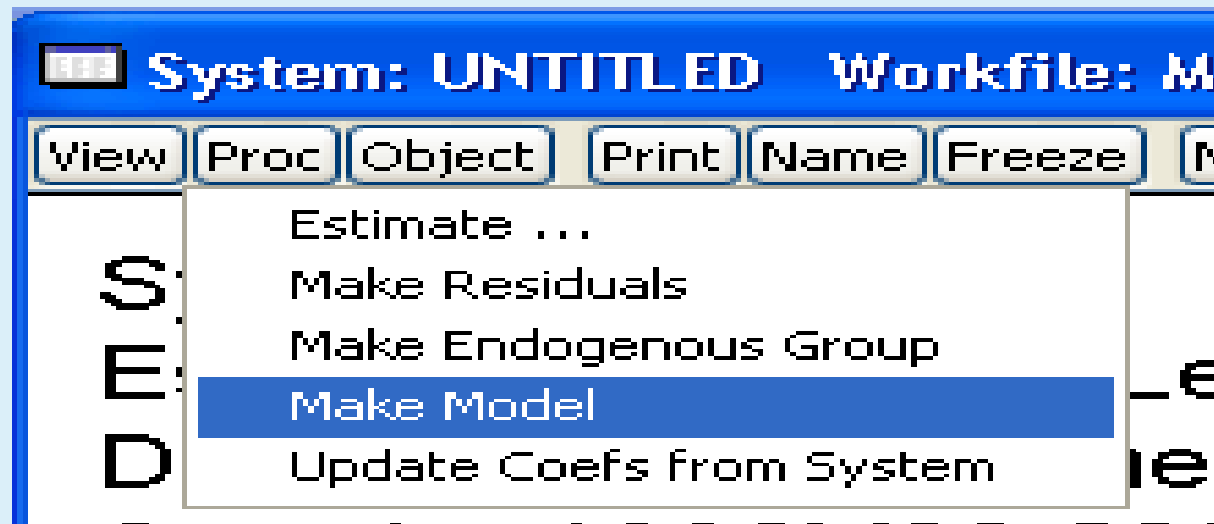
- Giả sử mẫu: 1990-2008, muốn dự báo cho 2009-2010
- Sửa kích thước mẫu như mong muốn



THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

❑ B2: CHUYỂN SANG MÔI TRƯỜNG MÔ HÌNH

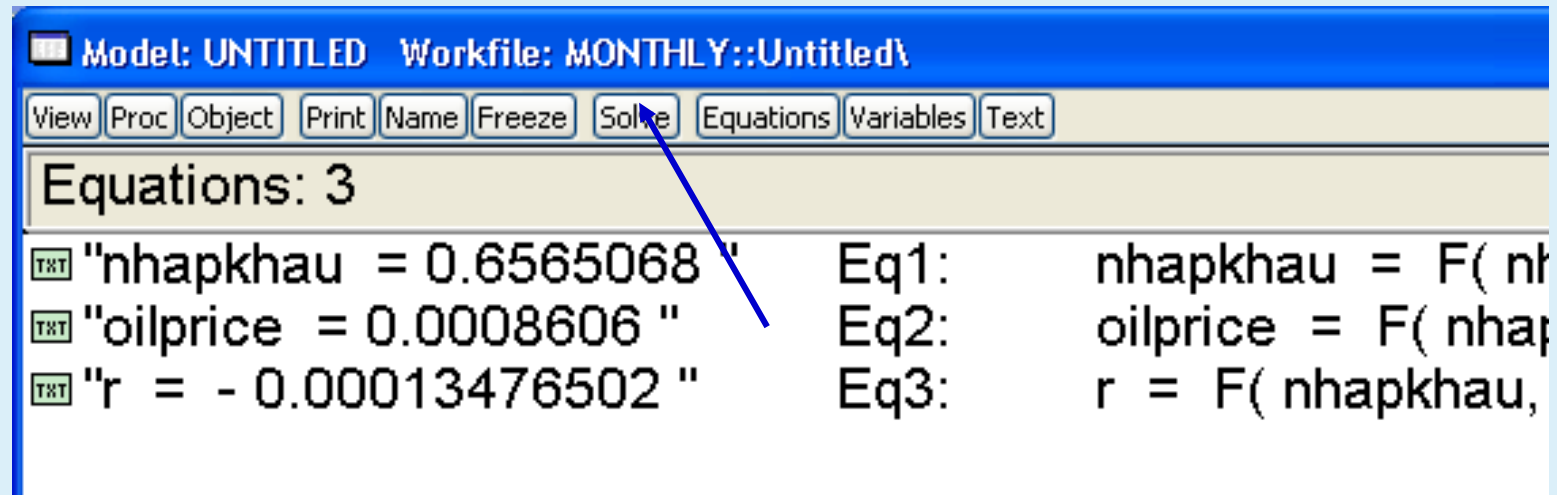
- Thực hiện: sau khi ước lượng VAR



THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

❑ B3: DỰ BÁO

■ Màn hình hiện:



■ Chọn solve, => kết quả dự báo sẽ được ghi lại y_0

THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

□ DỰ BÁO TRONG MẪU

- Thực hiện tương tự như dự báo ngoài mẫu, khác nhau ở việc lựa chọn mẫu để ước lượng

THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

□ ĐIỀU KIỆN ĐỂ VAR(1) ỔN ĐỊNH

- Xét VAR(1): $x_t = Ax_{t-1} + e_t$
- Xét hệ thuần nhất: $x_t = A x_{t-1}$
- $x_{it} = c_i \lambda^t \Rightarrow$
 - $c_1 \lambda^t = a_{11}c_1 \lambda^{t-1} + \dots + a_{1k}c_k \lambda^{t-1}$

 - $c_k \lambda^t = a_{k1}c_1 \lambda^{t-1} + \dots + a_{kk}c_k \lambda^{t-1}$
- Hệ này tương đương với:
 - $c_1 (a_{11} - \lambda) + a_{12}c_2 + \dots + a_{1k}c_k = 0$

 - $c_1 a_{k1} + a_{12}c_2 + \dots + (a_{kk} - \lambda)c_k = 0$

THỰC HIỆN DỰ BÁO BẰNG MÔ HÌNH VAR

□ ĐIỀU KIỆN ĐỂ VAR(1) ỔN ĐỊNH

- Để hệ có nghiệm không tầm thường thì định thức của ma trận phải bằng 0.

- Mặt khác định thức này phải là hàm của λ :

$$a_0(\lambda - \lambda_1) \dots (\lambda - \lambda_k) = 0$$

- Với $\lambda_1, \dots, \lambda_k$ là các nghiệm riêng của ma trận $\Rightarrow$

$$\Rightarrow x_{it} = d_1 \lambda_1^t + \dots + d_k \lambda_k^t$$

$\Rightarrow$ để hệ ổn định thì các λ_i (các nghiệm riêng của ma trận A) phải nằm trong vòng tròn đơn vi

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

- Q: Tác động của sốc chính sách
- $\Phi_{12}(0), \Phi_{12}(1), \dots, \Phi_{12}(k)$: tác động của cú sốc 1 đơn vị của biến y_2 tại thời điểm t lên y_1 sau 0, 1, ..., k giai đoạn; ..
- $\Rightarrow \Phi_{ij}(t)$: hàm phản ứng thể hiện tác động của cú sốc 1 đơn vị của biến j lên biến i sau t giai đoạn

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

- Q: Tác động của sốc chính sách lên các biến khác?

=> sử dụng phân tích IRF

- Thực hiện: Biểu diễn các biến phụ thuộc như một hàm của các cú sốc (impulse)
- Xét hệ (1.2): $y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + e_t$, nếu hệ ổn định =>

$$y_t = (I + B_1 + \dots + B_1^n + \dots)B_0 + \sum_{i=0}^{\infty} B_1^i e_{t-i} = \bar{y} + \sum_{i=0}^{\infty} B_1^i e_{t-i}$$

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

- Nhận xét: sốc lên một biến chính sách tác động lên cả hệ thống, theo t
- Mục đích của phân tích IRF: tìm hiểu tác động của các cú sốc lên các biến phụ thuộc trong mô hình theo thời gian
- Thực hiện: Biểu diễn các biến phụ thuộc như một hàm của các cú sốc (impulse)
- Xét hệ (1.2): $y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + e_t$, nếu hệ ổn định =>

$$y_t = (I + B_1 + \dots + B_1^n + \dots)B_0 + \sum_{i=0}^{\infty} B_1^i e_{t-i} = \bar{y} + \sum_{i=0}^{\infty} B_1^i e_{t-i}$$

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

■ Hay:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{pmatrix} + (1 - a_{11}a_{21})^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} 1 & a_{11} \\ a_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \end{pmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Phi_{11}^{(i)} & \Phi_{12}^{(i)} \\ \Phi_{21}^{(i)} & \Phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

- Từ p.t này có thể suy ra được tác động của các cú sốc hệ thống lên từng biến số của mô hình

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

- Ý nghĩa của các hệ số trong (1.4)
 - $\Phi_{11}(0), \Phi_{11}(1), \dots, \Phi_{11}(k)$, : tác động của cú sốc 1 đơn vị của biến y_1 tại thời điểm t lên chính nó sau $0, 1, \dots, k$ giai đoạn
 - $\Phi_{12}(0), \Phi_{12}(1), \dots, \Phi_{12}(k)$, : tác động của cú sốc 1 đơn vị của biến y_2 tại thời điểm t lên y_1 sau $0, 1, \dots, k$ giai đoạn; ..
- $\Rightarrow \Phi_{ij}(t)$: hàm phản ứng thể hiện tác động của cú sốc 1 đơn vị của biến j lên biến i sau t giai đoạn

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

- $\Phi_{ij}(0)$: nhân tử tác động (*impact multiplier*)
- $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{jk}(i)$: nhân tử dài hạn (*long run multiplier*)
- Q: làm sao để tính được hàm phản ứng

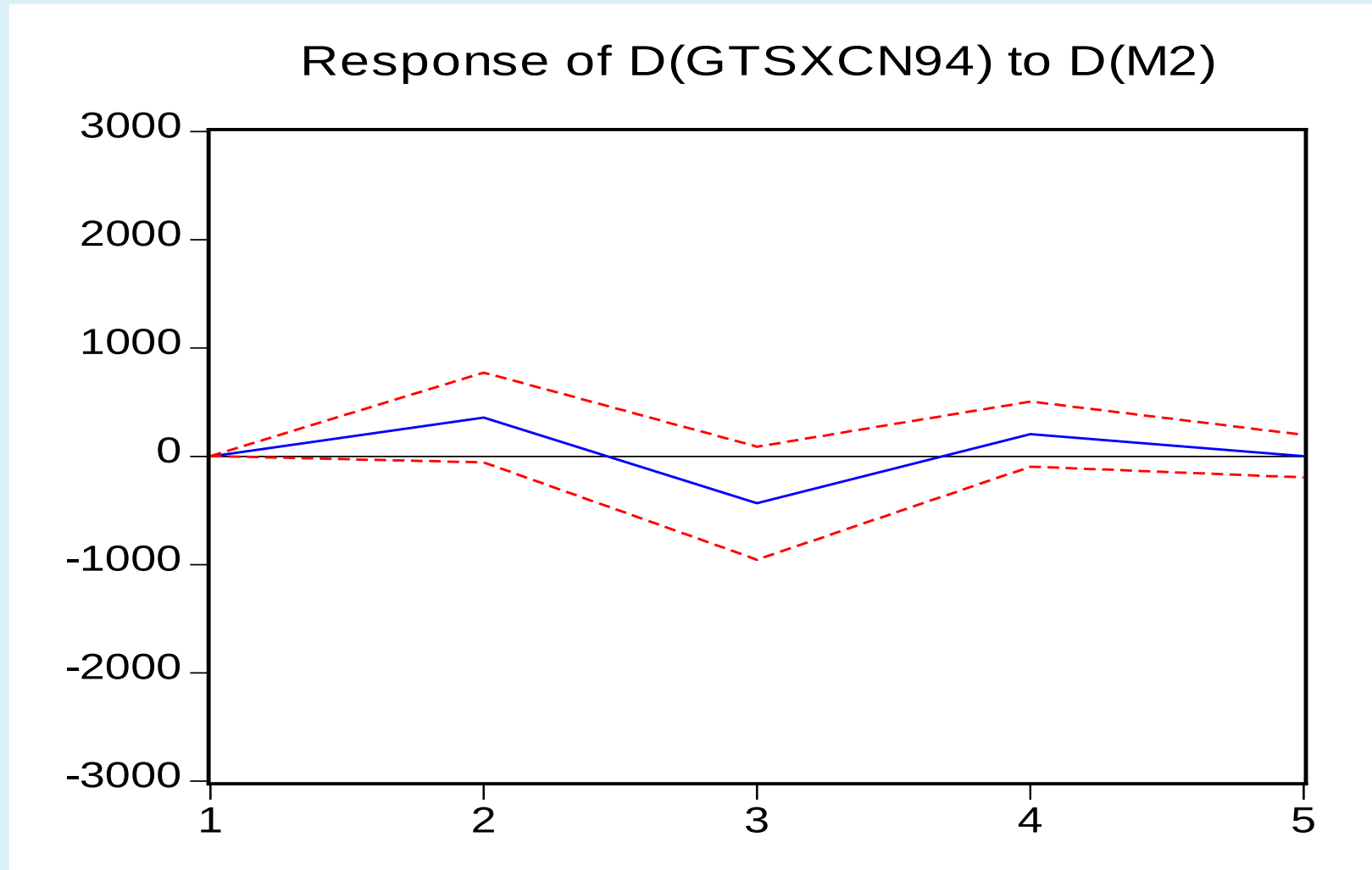
HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

❑ VÍ DỤ VỀ HÀM PHẢN ỨNG

Response of D(GTSXCN94):		
Period	(GTSXCN9	D(M2)
1.00	2618.95	0.00
2.00	-1773.48	356.79
3.00	51.03	-433.32
4.00	738.47	205.78
5.00	-510.83	0.70

HÀM PHẢN ỨNG (IRF)

❑ VÍ DỤ VỀ HÀM PHẢN ỨNG



PHÂN RÃ CHOLESKY

- Lựa chọn
- $\Rightarrow$ Quay về bài toán định dạng:
- $\Rightarrow$ chẳng hạn có thể giả sử rằng sốc trên biến y_{2t} không có ảnh hưởng tức thời đến y_{1t} : $a_{11} = 0 \Rightarrow$

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ a_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

- $\Rightarrow$ phân rã Cholesky

PHÂN RÃ CHOLESKY

- Để biết được giá trị của các hàm này, cần có ước lượng của các hệ số tạo nên Φ_{ij} , nghĩa là các a_i và b_i
- => Quay về bài toán định dạng:
- => chẳng hạn có thể giả sử rằng sốc trên biến y_{2t} không có ảnh hưởng tức thời đến y_{1t} : $a_{11} = 0$ =>

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ a_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

- => phân rã Cholesky

PHÂN RÃ CHOLESKY

VÍ DỤ

- Xét hệ VAR dạng rút gọn với giá trị ước lượng:

$$\begin{aligned}y_t &= 0.6y_{t-1} + 0.2z_{t-1} + e_{1t} & \sigma_1^2 &= \sigma_2^2 \\z_t &= 0.2y_{t-1} + 0.6z_{t-1} + e_{2t} & \rho_{12} &= 0.7\end{aligned}$$

- Sử dụng phân rã Cholesky, với giả thiết sốc lên biến z không có tác động tức thời lên biến y , nghĩa là $a_{11} = 0$
- Giải hệ phương trình (1.3) và với giả thiết $a_{11} = 0$:

$$a_{10} = a_{20} = 0; a_{11} = 0, a_{12} = b_{11} = 0.6, a_{13} = b_{12} = 0.2$$

$$a_{21} = 0.7, a_{22} = -0.22, a_{23} = 0.44$$

PHÂN RÃ CHOLESKY

VÍ DỤ

■ => Khi đó ta có:

$$\Phi(0) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.7 & 1 \end{pmatrix}$$

$$B_1 = \begin{pmatrix} 0.6 & 0.2 \\ 0.2 & 0.6 \end{pmatrix}; \Rightarrow \Phi(1) = \begin{pmatrix} 0.6 & 0.2 \\ 0.2 & 0.6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.7 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.74 & 0.2 \\ 0.62 & 0.6 \end{pmatrix}$$

$$B_1^2 = \begin{pmatrix} 0.4 & 0.24 \\ 0.24 & 0.4 \end{pmatrix}; \Phi(2) = \begin{pmatrix} 0.4 & 0.24 \\ 0.24 & 0.4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.7 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.588 & 0.24 \\ 0.52 & 0.4 \end{pmatrix}$$

PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

- Mục đích: xem xét vai trò tác động của cú sốc lên sai số dự báo
- Thực hiện như sau: Từ (1.4)

$$y_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

- Do đó giá trị dự báo sau n bước là:

$$E_t y_{t+n} = \mu + \sum_{i=n}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

- Sai số dự báo

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

- Chẳng hạn khi $n = 1$

$$y_{t+1} - E_t y_{t+1} = \varphi_0 \varepsilon_{t+1}$$

- Hay:

$$y_{1,t+1} - E_t y_{1,t+1} = \phi_{11}(0) \varepsilon_{1,t+1} + \phi_{12}(0) \varepsilon_{2,t+1}$$

$$y_{2,t+1} - E_t y_{2,t+1} = \phi_{21}(0) \varepsilon_{1,t+1} + \phi_{22}(0) \varepsilon_{2,t+1}$$

- Do đó phương sai của sai số dự báo là:

$$\sigma_1^2 = \phi_{11}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{12}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2$$

$$\sigma_2^2 = \phi_{21}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{22}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2$$

PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

- Khi đó vai trò của mỗi cú sốc lên phương sai của sai số dự báo được thể hiện trong các tỷ số sau:

$$\frac{\phi_{11}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2}{\phi_{11}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{12}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2}; \frac{\phi_{12}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2}{\phi_{11}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{12}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2}$$
$$\frac{\phi_{21}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2}{\phi_{21}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{22}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2}; \frac{\phi_{22}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2}{\phi_{21}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 1}^2 + \phi_{22}(0)^2 \sigma_{\varepsilon 2}^2}$$

PHÂN RÃ PHƯƠNG SAI

Ví dụ. Cho mô hình sau:

$$- y = 0.8 y_{t-1} + 0.2 z_{t-1} + e_{1t}$$

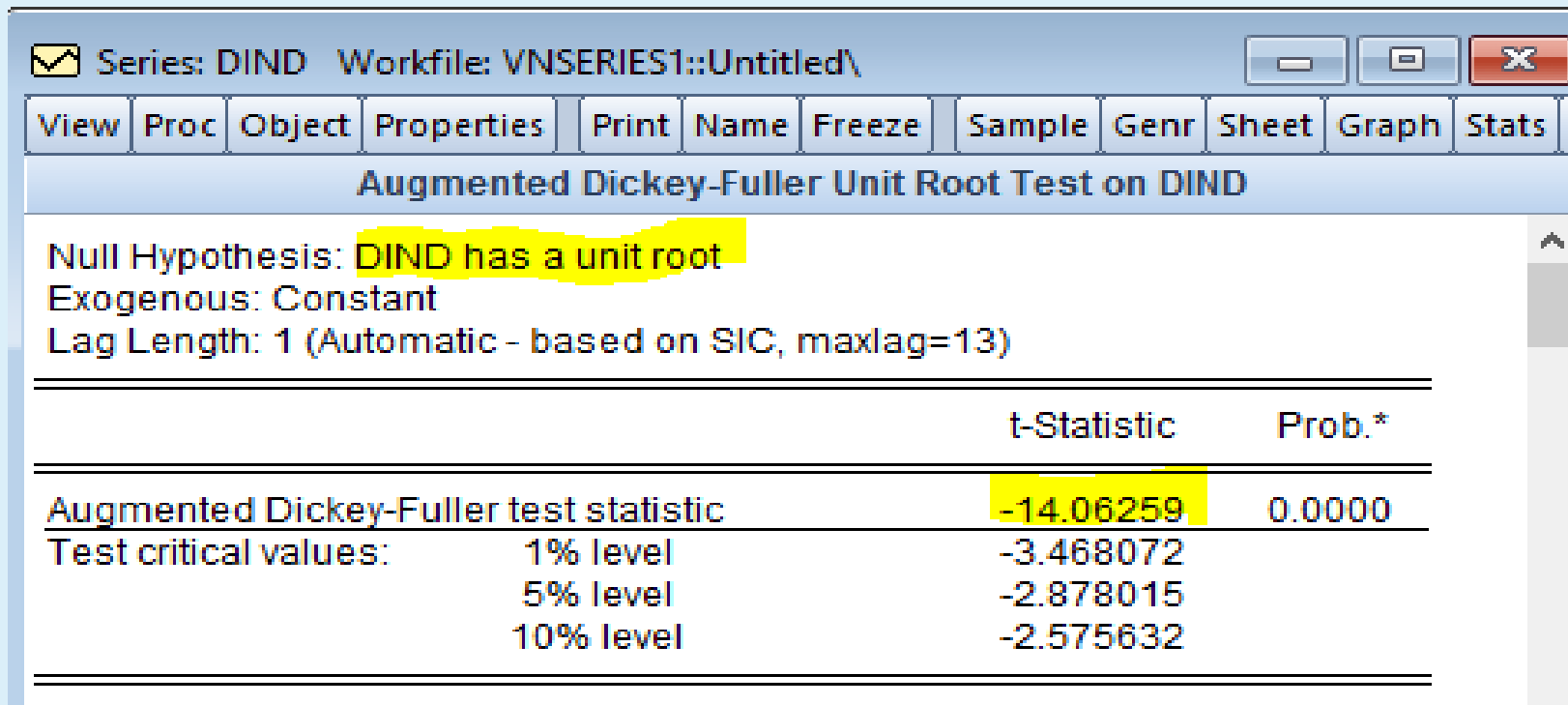
$$- z_t = 0.2 y_{t-1} + 0.8 z_{t-1} + e_{2t}$$

- Giả sử $e_{1t} = \varepsilon_{yt} + 0.5\varepsilon_{zt}$, $e_{2t} = \varepsilon_{zt}$, tìm hàm phản ứng của y khi ε_{yt} sốc 1 đơn vị,
- Chuỗi y, z có dừng không?

Kiểm tra tính dừng

dind = ind-ind(-1)

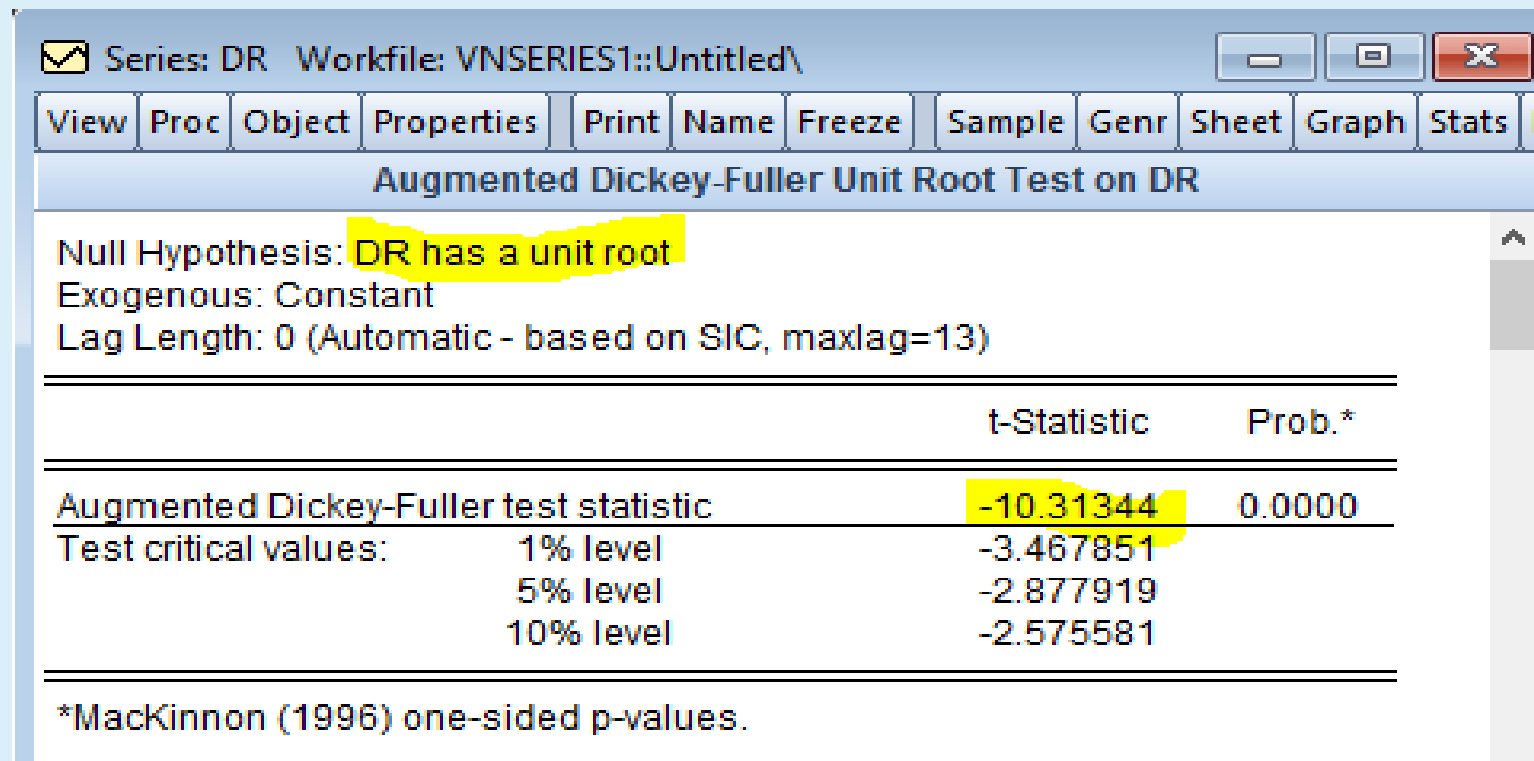
Kiểm tra tính dừng: open dind/view/unit root test



Kiểm tra tính dừng

$$dr = r - r(-1)$$

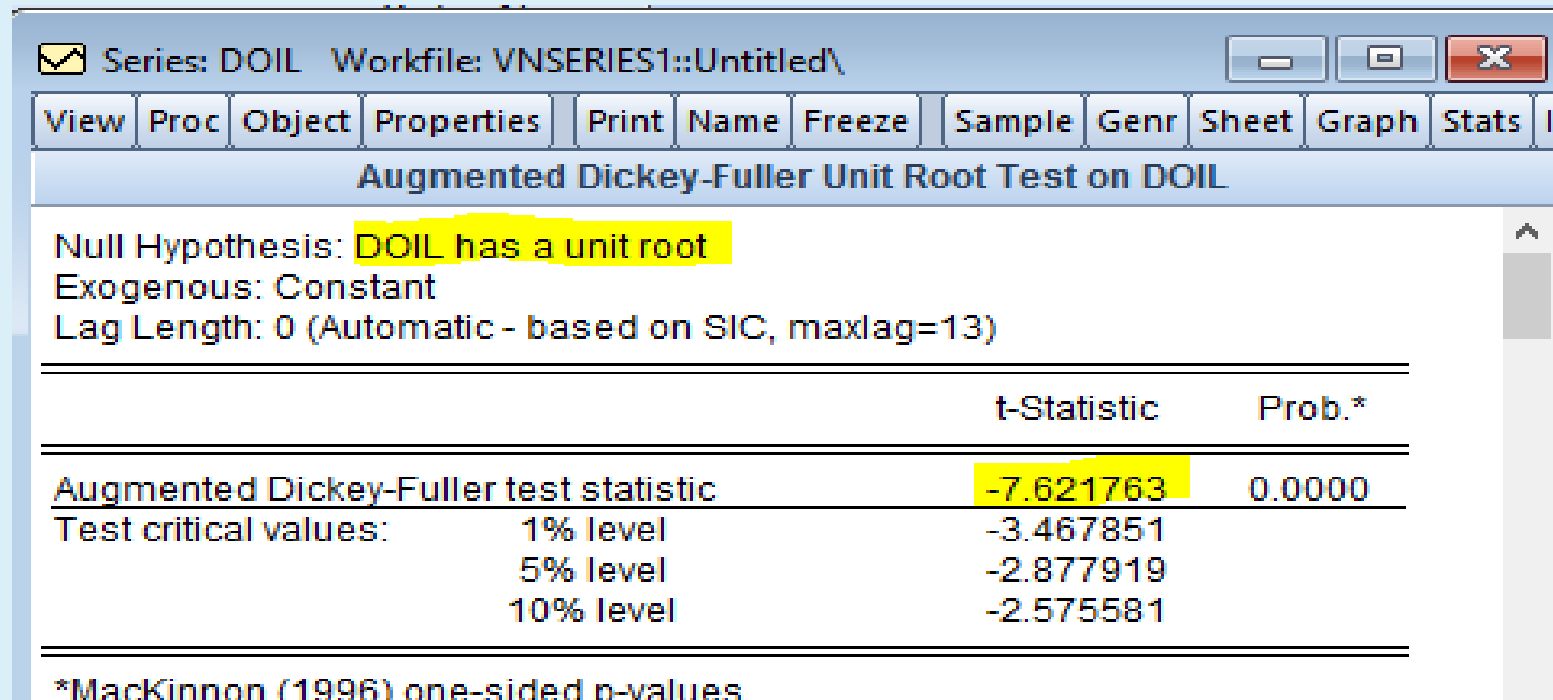
Kiểm tra tính dừng: open dr/view/unit root test



Kiểm tra tính dừng

doil = oil-oil(-1)

Kiểm tra tính dừng: open doil/view/unit root test



Chạy VAR với bậc p giả định

VAR Specification

Basics

VAR Type

☒ Unrestricted VAR

☐ Vector Error Correction

☐ Bayesian VAR

Endogenous Variables

doil dind dr

Estimation Sample

1994m01 2008m09

Lag Intervals for Endogenous:

1 6

Exogenous Variables

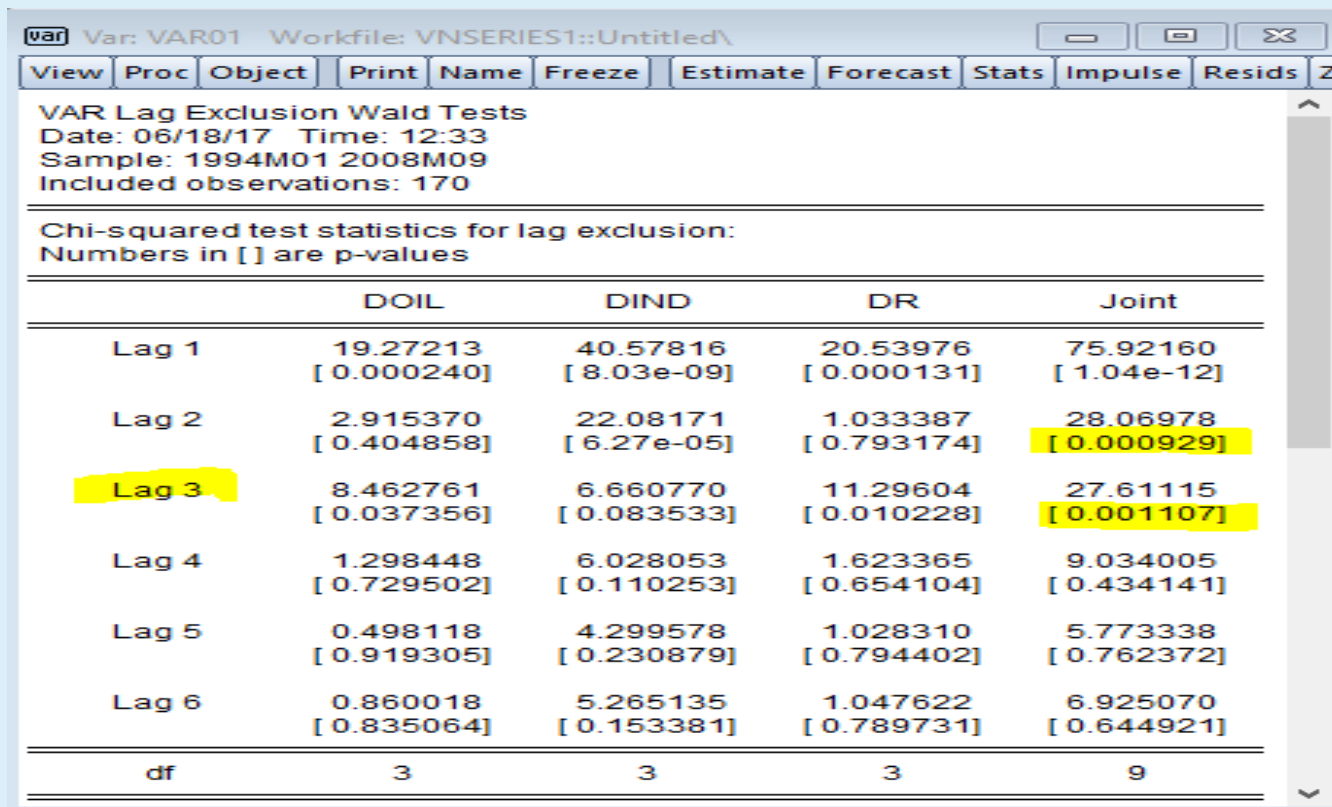
c

OK Cancel

Chọn độ trễ phù hợp

View/lag structure → lag Exclusion Test

Chọn Lag cao nhất tương ứng có Joint < 0.05, chọn $p = 3$



VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 06/18/17 Time: 12:33
Sample: 1994M01 2008M09
Included observations: 170

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	DOIL	DIND	DR	Joint
Lag 1	19.27213 [0.000240]	40.57816 [8.03e-09]	20.53976 [0.000131]	75.92160 [1.04e-12]
Lag 2	2.915370 [0.404858]	22.08171 [6.27e-05]	1.033387 [0.793174]	28.06978 [0.000929]
Lag 3	8.462761 [0.037356]	6.660770 [0.083533]	11.29604 [0.010228]	27.61115 [0.001107]
Lag 4	1.298448 [0.729502]	6.028053 [0.110253]	1.623365 [0.654104]	9.034005 [0.434141]
Lag 5	0.498118 [0.919305]	4.299578 [0.230879]	1.028310 [0.794402]	5.773338 [0.762372]
Lag 6	0.860018 [0.835064]	5.265135 [0.153381]	1.047622 [0.789731]	6.925070 [0.644921]
df	3	3	3	9

Chọn độ trễ phù hợp

Chọn p tối ưu

Workfile: VN SERIES1 - (c:\users\admin\documents\vnseries1.wf1)

Var: UNTITLED Workfile: VN SERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

Representations

Estimation Output

Residuals

Endogenous Table

Endogenous Graph

Lag Structure

Residual Tests

Cointegration Test...

Impulse Response...

Variance Decomposition...

Label

Conclusion:

AR Roots Table

AR Roots Graph

Granger Causality/Block Exogeneity Tests

Lag Exclusion Tests

Lag Length Criteria...

	27275	17.96536	33.41558
	87637	[0.000447]	[0.000113]
df	3	3	9

Path = c:\users\admin\documents DB = none WF = vnseries1

2:35 PM 17/06/2017

Chọn độ trễ phù hợp

Chọn p tối ưu

The screenshot shows the EViews software interface. The main window displays the 'VAR Lag Exclusion Wald Tests' for a VAR(1) model. The tests are for lags 1, 2, and 3, with p-values in brackets. A 'Lag Specification' dialog box is open, showing 'Lags to include: 3'.

Workfile: VNSERIES1 - (c:\users\admin\documents\vnseries1.wf1)

Var: UNTITLED Workfile: VNSERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 06/17/17 Time: 14:32
Sample: 1994M01 2008M09
Included observations: 173

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	DOIL	DIND		
Lag 1	22.77648 [4.50e-05]	36.24066 [6.66e-08]		
Lag 2	3.625800 [0.304809]	16.17591 [0.001044]		
Lag 3	12.85804 [0.004954]	1.927275 [0.587637]	17.00000 [0.000447]	33.41000 [0.000113]
df	3	3	3	9

Lag Specification

Lags to include: 3

OK Cancel

Path = c:\users\admin\documents DB = none WF = vnseries1

2:35 PM 17/06/2017

Chọn độ trễ phù hợp

Chọn P tối ưu: $p^*=3$

Var: UNTITLED Workfile: VN SERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DOIL DIND DR
Exogenous variables: C
Date: 06/17/17 Time: 14:35
Sample: 1994M01 2008M09
Included observations: 173

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1779.729	NA	179145.1	20.60958	20.66426	20.63177
1	-1749.416	59.22365	140026.4	20.36319	20.58192*	20.45193*
2	-1736.817	24.17792	134334.7	20.32159	20.70436	20.47688
3	-1719.949	31.78735*	122685.1*	20.23062*	20.77743	20.45246

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Đọc kết quả mô hình VAR(3)

- Vì output của VAR(p^*) là 1 hệ phương trình nên không thể đọc trực tiếp mà sẽ đọc thông qua các kiểm định sau

1. Kiểm định nhân quả Granger

Xem xét quan hệ nhân quả giữa các biến và sự phối hợp trong mô hình VAR

- View $\rightarrow$ lag structure $\rightarrow$ Granger causality

Granger

The screenshot shows the EViews software interface. The main window displays the command `ls dr c ar(1) ma(2) ma(3)`. A sub-window titled 'Var: VAR01' is open, showing the 'Lag Structure' menu path. The 'Granger Causality/Block Exogeneity Tests' option is highlighted. Below the menu, a table of VAR coefficients is visible.

DIND(-1)	-7.53E-05	-0.467481	-3.83E-07
	(0.00015)	(0.07807)	(2.6E-06)
	[-0.48607]	[-5.98811]	[-0.14764]
DIND(-2)	0.000262	-0.320548	-1.62E-06
	(0.00016)	(0.00264)	(0.7E-06)

The taskbar at the bottom shows the Windows Start button, taskbar icons for various applications, and the system clock displaying 10:30 PM on 13/06/2017.

Granger

Var: VAR01 Workfile: VN SERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 06/13/17 Time: 22:31
Sample: 1994M01 2008M09
Included observations: 173

Dependent variable: DOIL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIND	7.447468	3	0.0589
DR	8.550699	3	0.0359
All	15.14708	6	0.0191

Dependent variable: DIND

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DOIL	2.559184	3	0.4647
DR	0.329752	3	0.9543
All	2.951432	6	0.8149

Dependent variable: DR

Granger

Đọc kết quả tương tự “Kiểm định T” sử dụng P_value, $P_value < 0,05$.

Date: 06/13/17 Time: 22:31

Sample: 1994M01 2008M09

Included observations: 173

Dependent variable: DOIL

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
DIND	7.447468	3	0.0589
DR	8.550699	3	0.0359
All	15.14708	6	0.0191

granger

Dependent variable: DIND

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
DOIL	2.559184	3	0.4647
DR	0.329752	3	0.9543
All	2.951432	6	0.8149

Dependent variable: DR

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
DOIL	14.60209	3	0.0022
DIND	14.66394	3	0.0021
All	33.59263	6	0.0000

Đọc kết quả(bảng cuối)

Coi DR là biến phụ thuộc

Với mức ý nghĩa 5%,

- $P_value(DOIL) = 0.0022 < 0.05$, DOIL là nguyên nhân gây ra sự biến động của DR.
- $P_value(DIND) = 0.0021 < 0.05$, DIND là nguyên nhân gây ra sự biến động của DR.
- $P_value(All) = 0.0000 < 0.05$, sự kết hợp của DOIL và DIND là nguyên nhân gây ra sự biến động của DR.

Đọc hàm IRFs

- Sử dụng đo lường hiệu ứng theo thời gian từ cú sốc của một biến nào đó đối với các biến còn lại trong mô hình VAR

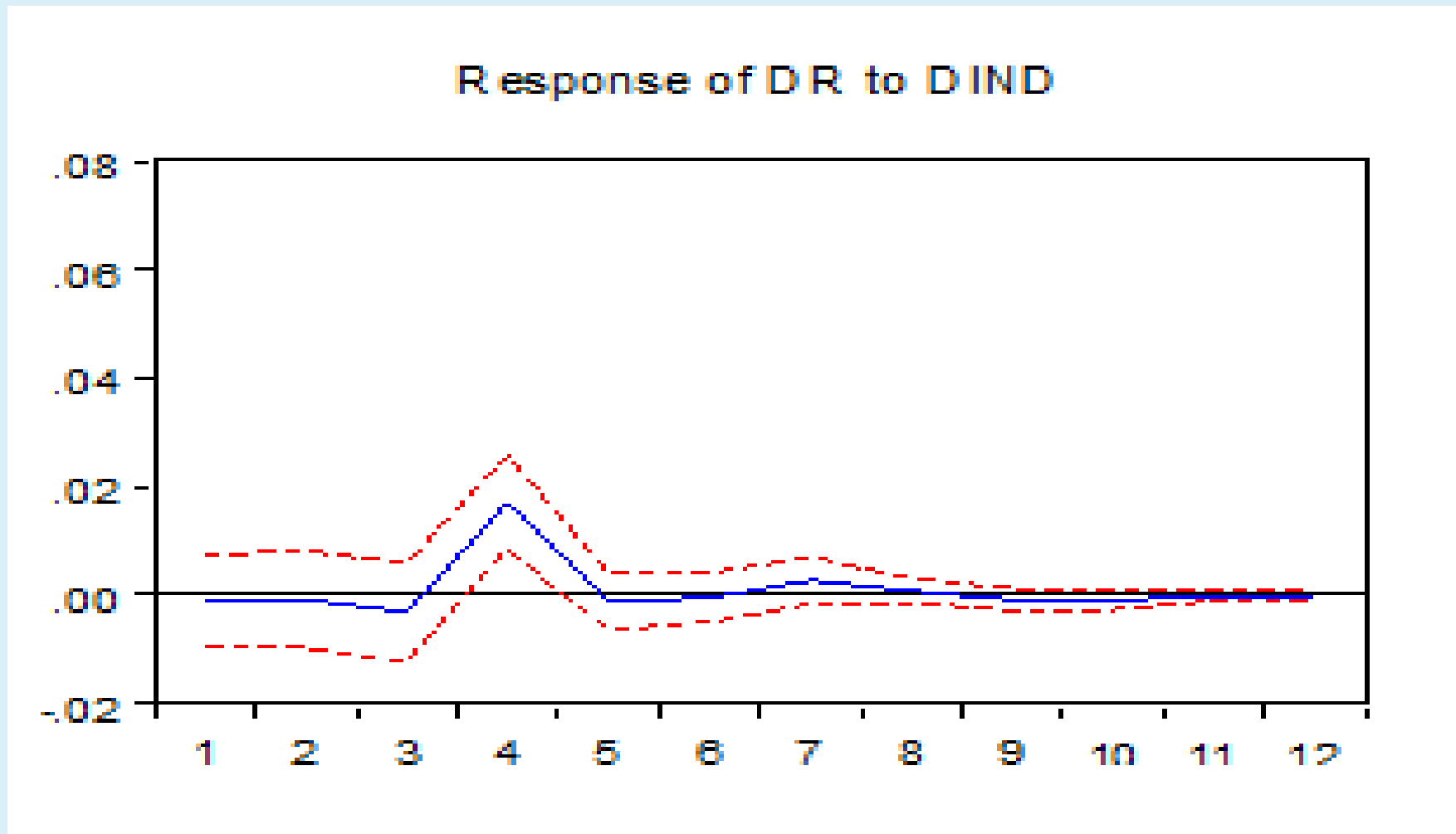
■ Chú ý: sắp xếp theo thứ tự Cholesky (Cholesky ordering)

Thứ tự các biến có ý nghĩa biến đứng trước có tác động tức thời đến biến đứng sau, ngược lại biến đứng sau không có tác động tức thời đến biến đứng trước

IRFs

- View/Impulse Responses → ở thẻ Display [Display format chọn Multiple Graphs; Response Standard Errors chọn Analytic (asymptotic)]; ở thẻ Impulse Definition, chọn Cholesky dof adjusted.

Ví dụ đọc IRFs



Ví dụ đọc IRFs

Khi có cú sốc trong quá khứ của chỉ số giá công nghiệp, thì trong 2 tháng đầu DR không có phản ứng ngay, đến tháng thứ 3 DR có xu hướng giảm nhẹ sau đó tăng đột ngột vào tháng thứ 4, và giảm vào tháng thứ 5, sau đó duy trì ổn định.

Đọc bảng VDF

- Phân tích sự biến thiên của một biến nội sinh trong mô hình VAR theo các cú sốc khác nhau trong mô hình (từ bản thân nó/ từ các biến còn lại)
- VDF đánh giá tầm quan trọng tương đối theo thời gian của mỗi cú sốc đối với sự biến động của các biến trong mô hình.
- View/variance decomposition

Chú ý: - sắp xếp theo thứ tự Cholesky

- *Khoảng thời gian*

- Chọn bảng: table

VDF

Workfile: VN SERIES1 - (c:\users\admin\documents\vnseries1.wf1)

Var: UNTITLED Workfile: VN SERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

Representations
Estimation Output
Residuals
Endogenous Table
Endogenous Graph
Lag Structure
Residual Tests
Cointegration Test...
Impulse Response...
Variance Decomposition...
Label

	FPE	AIC	SC	HQ
1	179145.1	20.60958	20.66426	20.63177
2	140026.4	20.36319	20.58192*	20.45193*
5	122685.1*	20.23062*	20.77743	20.45246

SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Path = c:\users\admin\documents DB = none WF = vnseries1

2:42 PM
17/06/2017

VDF

VAR Variance Decompositions [X]

Display Format

☒ Table
☐ Multiple Graphs
☐ Combined Graphs

Display Information

Decompositions of:
doil dind dr

Periods: 12

Standard Errors

☒ None
☐ Monte Carlo

Repetitions for Monte Carlo: 100

Factorization

☒ Cholesky Decomposition
☐ Structural Decomposition

Ordering for Cholesky:
doil dind dr

OK Cancel

Chọn kỳ: monthly: chọn 6, 12

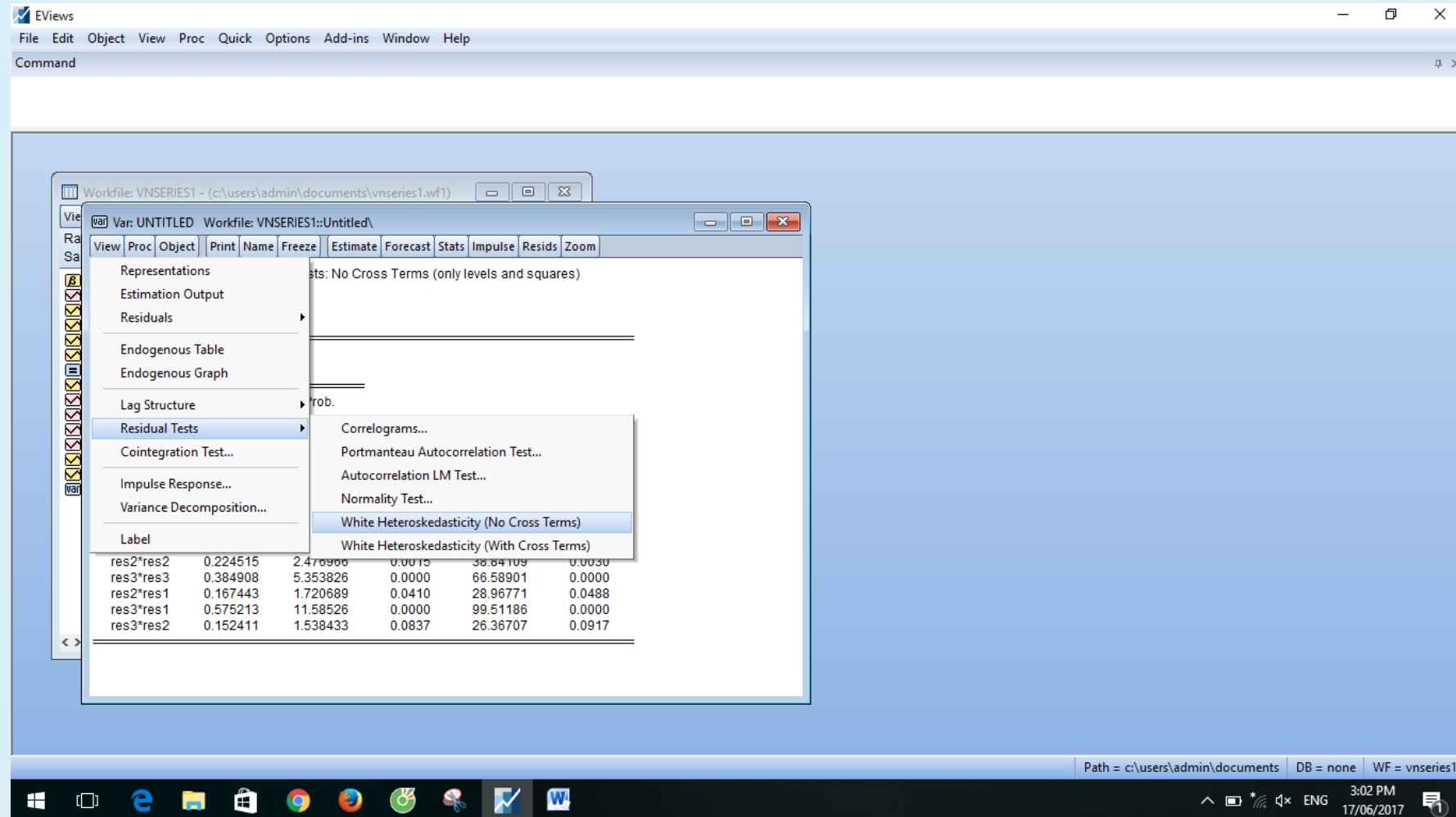
Ordering for Cholesky: có thể sắp xếp lại

VDF

Variance Decomposition of
DOIL:

Period	S.E.	DOIL	DIND	DR
1	3.382507	100.0000	0.000000	0.000000
2	3.626277	99.58345	0.133927	0.282627
3	3.678035	97.90602	1.679427	0.414553
4	3.819130	92.40845	3.767329	3.824216
5	3.875476	91.27299	3.665908	5.061105
6	3.894111	90.92272	3.821150	5.256135
7	3.907104	90.61204	4.158912	5.229049
8	3.909286	90.58130	4.160284	5.258416
9	3.910081	90.55490	4.159075	5.286029
10	3.910656	90.53813	4.158124	5.303743
11	3.911338	90.53007	4.156880	5.313051
12	3.911751	90.52797	4.156868	5.315158

Kiểm định



Kiểm định

Var: UNTITLED Workfile: VN SERIES1::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Impulse Resids Zoom

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 06/17/17 Time: 15:02
Sample: 1994M01 2008M09
Included observations: 173

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
324.9245	108	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(18,154)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.576752	11.65850	0.0000	99.77811	0.0000
res2*res2	0.224515	2.476966	0.0015	38.84109	0.0030
res3*res3	0.384908	5.353826	0.0000	66.58901	0.0000
res2*res1	0.167443	1.720689	0.0410	28.96771	0.0488
res3*res1	0.575213	11.58526	0.0000	99.51186	0.0000
res3*res2	0.152411	1.538433	0.0837	26.36707	0.0917



ĐỒNG TÍCH HỢP VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

NỘI DUNG CHÍNH

I. HỒI QUY GIẢ VÀ ĐỒNG TÍCH HỢP

1. Hồi quy giả
2. Đồng tích hợp

II. PHƯƠNG PHÁP ENGLE–GRANGER VÀ MÔ HÌNH HIỆU CHỈNH SAI SỐ

1. Kiểm định đồng tích hợp: Phương pháp Engle–Granger
2. Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM)
3. Thực hành với Eviews

III. PHƯƠNG PHÁP JOHANSEN VÀ MÔ HÌNH VECTƠ HIỆU CHỈNH SAI SỐ

1. Kiểm định đồng tích hợp: Phương pháp Johansen
2. Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM)
3. Thực hành với Eviews

HỒI QUY GIẢ

- Nếu hồi quy một chuỗi không dừng theo một hoặc nhiều chuỗi không dừng, thì chúng ta có thể thu được một giá trị R^2 cao và một hoặc nhiều hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê trên cơ sở các kiểm định t và F thông thường.
 - Nhưng những kết quả này có khả năng giả mạo hoặc sai lầm bởi vì vi phạm các giả định của hồi quy tuyến tính.
- Nghĩa là: Mô hình đẹp với R^2 cao, hệ số có dấu đúng như kỳ vọng và có ý nghĩa thống kê dựa trên kiểm định t, nhưng không có ý nghĩa gì về mặt kinh tế.

ĐỒNG TÍCH HỢP

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Một chuỗi thời gian có thể dừng hoặc không dừng. Trong trường hợp sai phân bậc nhất là một chuỗi dừng thì ta gọi là chuỗi liên kết bậc 1. Tương tự nếu sai phân bậc d là một chuỗi dừng thì ta gọi là chuỗi liên kết bậc d , ta ký hiệu là $I(d)$.
- Engle và Granger lại cho rằng nếu kết hợp tuyến tính của các chuỗi thời gian không dừng có thể là một chuỗi dừng
- Kết hợp tuyến tính dừng được gọi là phương trình đồng liên kết và nó có thể giải thích được mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến (nghĩa là khi phần dư trong mô hình hồi quy giữa các chuỗi số liệu theo thời gian không dừng là một chuỗi dừng thì kết quả hồi quy là thực).

ĐỒNG TÍCH HỢP

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Một chuỗi thời gian có thể dừng hoặc không dừng. Trong trường hợp sai phân bậc nhất là một chuỗi dừng thì ta gọi là chuỗi liên kết bậc 1. Tương tự nếu sai phân bậc d là một chuỗi dừng thì ta gọi là chuỗi liên kết bậc d , ta ký hiệu là $I(d)$.
- Engle và Granger lại cho rằng nếu kết hợp tuyến tính của các chuỗi thời gian không dừng có thể là một chuỗi dừng
- Kết hợp tuyến tính dừng được gọi là phương trình đồng liên kết và nó có thể giải thích được mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến (nghĩa là khi phần dư trong mô hình hồi quy giữa các chuỗi số liệu theo thời gian không dừng là một chuỗi dừng thì kết quả hồi quy là thực).

ĐỒNG TÍCH HỢP

Kiểm định quan hệ đồng tích hợp theo lý thuyết

Giả sử $Y, X_1, X_2, \dots, X_n$ là $I(1)$, việc kiểm định quan hệ đồng tích hợp giữa biến Y và $X_1, X_2, \dots, X_n$ được thực hiện theo các bước dưới đây (còn được gọi là kiểm định Granger – Engle):

- 1) Hồi qui của biến Y theo $X_1, X_2, \dots, X_n$ và lưu phần dư vào một biến khác;
- 2) Thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi phần dư;
- 3) Nếu giả thuyết nghiệm đơn vị bị loại bỏ thì Y và $X_1, X_2, \dots, X_n$ là đồng tích hợp.

ĐỒNG TÍCH HỢP

Kiểm định đồng tích hợp trong Eviews – kiểm định Johansen

Kiểm định vết (trace test):

H_0 : số quan hệ đồng tích hợp $\leq r$; H_1 : số quan hệ đồng tích hợp $> r$

Thống kê sử dụng là: $\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

Kiểm định dựa trên giá trị riêng lớn nhất

H_0 : số quan hệ đồng tích hợp $= r$; H_1 : số quan hệ đồng tích hợp $= r+1$

Thống kê sử dụng là $\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

Trong đó các ước lượng của các giá trị riêng được xếp theo thứ tự từ lớn đến bé.

Các kiểm định này đều mang tính tuần tự và được thực hiện từ trên xuống và dừng khi nào giả thiết H_0 bị bác bỏ.

MÔ HÌNH ECM

Định lý biểu diễn Granger: khi Y và X là đồng tích hợp thì quan hệ giữa chúng được biểu diễn bởi mô hình ECM.

- Xét trường hợp mô hình ECM đơn giản:

$$\Delta Y_t = \varphi + \lambda e_{t-1} + \omega_0 \Delta X_t + \varepsilon_t,$$

Trong đó, $e_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$, và ε_t là sai số trong mô hình ECM.

- Mô hình ECM có cả tính chất dài hạn lẫn ngắn hạn. Các tính chất dài hạn được tích trữ trong e_{t-1} .
- Hành vi ngắn hạn được nắm bắt một phần bởi e_{t-1} , cụ thể nó nói rằng nếu Y nằm ngoài trạng thái cân bằng, Y sẽ được kéo lại ở giai đoạn tiếp theo.
- Hành vi ngắn hạn còn được nắm giữ bởi việc bao gồm ΔX , như là biến giải thích. Điều đó ngầm ý rằng nếu X thay đổi, giá trị cân bằng của Y cũng thay đổi và khi đó Y cũng thay đổi.

MÔ HÌNH ECM

Ước lượng mô hình ECM:

- Hồi qui Y theo X và lưu phần dư vào biến khác;
 - Hồi quy ΔY theo ΔX và theo phần dư ở bước 1 được trễ 1 giai đoạn.
- Cần lưu ý là trước khi thực hiện thủ tục 2 bước ước lượng mô hình ECM, cần phải kiểm tra rằng Y và X có nghiệm đơn vị và đồng tích hợp.

MÔ HÌNH ECM TỔNG QUÁT

- Mô hình ECM tổng quát gồm có các trễ và có thể có xu thế, bởi vậy mô hình ECM sai số tổng quát đối với hai biến Y , X có dạng:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{m=0}^{q-1} \beta_m \Delta X_{t-m} + \varepsilon_t$$

Trong đó, ε_t là phần dư của mô hình ECM; e_t là phần dư trong hồi qui biến chuỗi thời gian Y theo biến X .

MÔ HÌNH VECM

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Chỉ quan tâm đồng tích hợp $CI(1)$
- Ví dụ về chuỗi đồng tích hợp

$$x_t = ay_t + \varepsilon_{1t}$$

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Trong đó $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ là nhiễu trắng và không tương quan với nhau

→ x và y là đồng tích hợp.

MÔ HÌNH VECM

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Tổng quát: $x_1, \dots, x_k$ là các chuỗi đồng tích hợp $CI(p, b)$:

- $x_1, \dots, x_k: I(p)$
- tồn tại $\lambda_1, \dots, \lambda_k$ không đồng thời bằng 0 sao cho:

$$\lambda_1 x_1 + \dots + \lambda_k x_k: I(p-b), b > 0$$

- Lưu ý: nếu $(\lambda_1, \dots, \lambda_k)$ là một véc tơ đồng tích hợp của tập các chuỗi $\{x_1, \dots, x_k\}$ thì $a.(\lambda_1, \dots, \lambda_k)$ cũng là một véc tơ đồng tích hợp của các chuỗi $\{x_1, \dots, x_k\}$ với $a \neq 0$

=> chuẩn hóa

- Số quan hệ đồng tích hợp của $\{x_1, \dots, x_k\}$ là số véc tơ đồng tích hợp độc lập tuyến tính của các chuỗi này .

MÔ HÌNH VECM

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Đồng tích hợp và mối quan hệ cân bằng dài hạn:

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 gdp_t + \alpha_3 r_t + e_t$$

- Nếu lý thuyết về cầu tiền là đúng thì e_t phải là chuỗi dừng, vì mọi sự khác biệt giữa cầu tiền thực tế và cầu tiền ước lượng phải mang tính tạm thời
- Cơ chế hiệu chỉnh sai số:
- => khi các chuỗi sai lệch với đường cân bằng dài hạn thì cơ chế này điều chỉnh làm nhỏ bớt sai lệch này trong bước sau, để đảm bảo hệ thống trở về mối cân bằng dài hạn.

MÔ HÌNH VECM

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Xét mô hình VAR sau:

$$\begin{aligned}x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_t &= b_1 x_{t-1} + b_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{2.1}$$

- Mô hình trên tương đương với

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 - 1 & a_2 \\ b_1 & b_2 - 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}\tag{2.2}$$

- Dễ dàng c.m được nếu x, y là $I(1)$ và ε là nhiễu trắng thì

$$\begin{pmatrix} a_1 - 1 & a_2 \\ b_1 & b_2 - 1 \end{pmatrix} \text{ có định thức bằng } 0\tag{2.3}$$

MÔ HÌNH VECM

□ MỘT SỐ KHÁI NIỆM

- Sử dụng (2.3), biến đổi (2.2) thành:

$$\begin{aligned}x_t - x_{t-1} &= \alpha_1 [x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \varepsilon_{1t} \\ y_t - y_{t-1} &= \alpha_2 [x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{2.4}$$

- (2.4): mô hình VECM giản đơn
 - $(1, \beta)$: véc tơ đồng tích hợp, trong đó $\beta = a_2/(a_1-1)$
 - α_1, α_2 : các hệ số hiệu chỉnh
 - Viết dạng ma trận

$$\begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

MÔ HÌNH VECM

□ NHẬN XÉT TỪ MÔ HÌNH VECM

- Quan hệ giữa Π và đồng tích hợp
 - Nếu các chuỗi là $CI(1,1)$ thì hạng của ma trận Π bằng 1
 - Nếu hạng bằng 0 $\Rightarrow$ các chuỗi là dừng
 - Nếu hạng bằng 2 $\Rightarrow$ các chuỗi là không đồng tích hợp
 - Nếu cả α_1, α_2 đều khác 0: 2 biến đều phản ứng với sự sai lệch ra khỏi quan hệ cân bằng. Nếu có 1 trong chúng bằng 0: chỉ có 1 biến có phản ứng, biến còn lại không phản ứng
- $\Rightarrow$ Granger trong mô hình VECM được phát biểu lại như sau:

PHƯƠNG PHÁP ENGLE–GRANGER

□ GRANGER TRONG MÔ HÌNH VECM(2)

■ Mô hình VECM tổng quát:

$$\Delta x_t = \alpha_1[x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \gamma_{11}\Delta x_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}\Delta x_{t-p} + \eta_{11}\Delta y_{t-1} + \dots + \eta_{1p}\Delta y_{t-p} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = \alpha_2[x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \gamma_{21}\Delta x_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}\Delta x_{t-p} + \eta_{21}\Delta y_{t-1} + \dots + \eta_{2p}\Delta y_{t-p} + \varepsilon_{2t}$$

- Nhân quả Granger trong mô hình VECM: X được hiểu là không gây ra Y theo nghĩa Granger nếu giá trị trễ của Δx không có mặt trong p.t của ΔY , và Y không phản ứng hiệu chỉnh

PHƯƠNG PHÁP ENGLE–GRANGER

□ CÁC THÀNH PHẦN CỦA MÔ HÌNH VECM

$$x_t - x_{t-1} = \alpha_1 [x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \varepsilon_{1t}$$
$$y_t - y_{t-1} = \alpha_2 [x_{t-1} + \beta y_{t-1}] + \varepsilon_{2t}$$

Quan hệ cân bằng dài hạn

Hệ số hiệu chỉnh của x

Hệ số hiệu chỉnh của y

PHƯƠNG PHÁP ENGLE–GRANGER

□ MÔ HÌNH VECM TỔNG QUÁT

- Xét mô hình VAR:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

- Khi đó VECM có thể viết dưới dạng

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + M_1 \Delta y_{t-1} + \dots + M_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- $\Pi = (-I + B_1 + \dots + B_p)$; $M_1 = (B_2 + \dots + B_p)$; ..., $M_{p-1} = B_p$
- $\text{rank}(\Pi) = \text{số q.h đồng tích hợp}$
- Khi $\text{rank}(\Pi) = r \Rightarrow \Pi_{k \times k} = \alpha_{k \times r} \beta_{k \times r}'$, mà $\beta' y = I(0)$

KIỂM ĐỊNH JOHANSON

□ QUAN HỆ GIỮA MA TRẬN Π VÀ Q.H Đ.T.H

- Rank = 0
 - Ma trận chỉ chứa các hệ số bằng 0
 - Không có quan hệ đồng tích hợp,
 - Mô hình VECM trở thành VAR của sai phân bậc nhất, x
- Rank = m
 - Tất cả các hàng độc lập tuyến tính, tồn tại Π^{-1}
 - Các x là $I(0)$
 - VECM trở thành VAR

KIỂM ĐỊNH JOHANSON

□ QUAN HỆ GIỮA MA TRẬN Π VÀ Q.H Đ.T.H

- Rank = 1
 - Có duy nhất một quan hệ đồng tích hợp
- Rank = r
 - Có r mối quan hệ đồng tích hợp độc lập

$$x_i | (1) \Rightarrow 0 \leq r < k;$$

$$x_i : CI(1,1) \Rightarrow 0 < r < k$$

Hạng của ma trận = số giá trị riêng khác 0 của ma trận
 $\Rightarrow$ xét số nghiệm riêng của ma trận $\Rightarrow$ kiểm định Johansen

KIỂM ĐỊNH JOHANSON

- Kiểm định vết (trace test)
- $H_0: r \leq r_0; H_1: r > r_0$

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

- Kiểm định dựa trên giá trị riêng lớn nhất (max eigenvalue test)
- $H_0: r = r_0, H_1: r = r_0 + 1$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Các kiểm định này thực hiện theo thứ tự và dừng lại khi H_0 đầu tiên không bị bác bỏ

MÔ HÌNH VECM

□ ƯỚC LƯỢNG VECM

- B1. Kiểm tra xem các biến có phải là $CI(1)$?
- B2. Chọn bước trễ: thực hiện VAR cho $I(1)$ để chọn
- B3. Ước lượng mô hình với số bước trễ đã chọn, xác định hạng của ma trận Π / kiểm định như trong VAR
- B4. Phân tích kết quả/ hệ số dài hạn/ hệ số hiệu chỉnh
- B5. Phân tích hàm phản ứng/ phân rã phương sai

MÔ HÌNH VECM

□ ƯỚC LƯỢNG VECM

➤ B1,2

- Kiểm định về đồng tích hợp: k. định Johansen
- Có các lựa chọn tương ứng

$$\Delta y = \alpha \beta' y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y = \alpha(\beta' y_{t-1} + a_0) + \varepsilon_t$$

$$\Delta y = \alpha(\beta' y_{t-1} + a_0) + b_0 c_0 + \varepsilon_t$$

Johansen Cointegration Test

Cointegration Test Specification

Deterministic trend assumption of test

Assume no deterministic trend in data:

- ☐ 1) No intercept or trend in CE or test VAR
- ☐ 2) Intercept (no trend) in CE - no intercept in VAR

Allow for linear deterministic trend in data:

- ☒ 3) Intercept (no trend) in CE and test VAR
- ☐ 4) Intercept and trend in CE - no trend in VAR

Allow for quadratic deterministic trend in data:

- ☐ 5) Intercept and trend in CE - linear trend in VAR

Summary:

- ☐ 6) Summarize all 5 sets of assumptions

* Critical values may not be valid with exogenous variables; do not include C or Trend.

Exog variables*

Lag intervals

1 4

Lag spec for differenced endogenous

Critical Values

- ☒ MHM
- Size 0.05
- ☐ Osterwald-Lenum

$$\Delta y = \alpha(\beta' y_{t-1} + a_0 + a_1 t) + b_0 c_0 + \varepsilon_t$$

$$\Delta y = \alpha(\beta' y_{t-1} + a_0 + a_1 t) + b_0 (c_0 + c_1 t) + \varepsilon_t$$

MÔ HÌNH VECM

□ ƯỚC LƯỢNG VECM

- Đọc kết quả kiểm định đồng tích hợp
- Ước lượng VECM
- Thực hiện các kiểm định:
 - *Kiểm định về phần dư:*
 - Tương quan chuỗi
 - Phân phối chuẩn
 - Phương sai không đổi
 - *Kiểm định Granger/ bớt trễ*