

BÀI GIẢNG

KINH TẾ LƯỢNG

GV Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD – ĐHCN tp HCM

THÔNG TIN MÔN HỌC

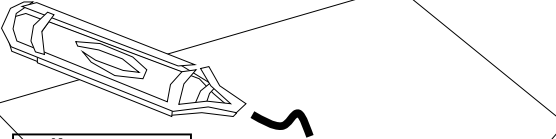
- Mã học phần: 2112132013
- Thời lượng: 45 tiết
- Có tiểu luận
- Môn bắt buộc ở bậc đại học đối với các ngành thuộc khối kinh tế như: QTKD, KT, TCNH, TMDL
- Điều kiện tiên quyết: tốt nhất, học sau các môn Toán cao cấp, Xác suất thống kê, Nguyên lý thống kê, Quy hoạch tuyến tính, Đại số tuyến tính, Kinh tế vi mô, Kinh tế vĩ mô

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 2

MỤC TIÊU MÔN HỌC

Cung cấp cho sinh viên các ngành quản trị, kế toán, tài chính, thương mại những kiến thức về quy trình khảo sát một hiện tượng kinh tế, xã hội. Nắm bắt những kỹ năng về điều tra thực tế, thu thập thông tin, số liệu. Qua thực hành sử dụng phần mềm EVIEWS 5.1 hoặc 6.0, sinh viên có thể trang bị cho mình kỹ năng xử lý số liệu. Quan trọng hơn, dựa vào lý thuyết Kinh tế lượng, sinh viên có thể đọc hiểu kết quả do xử lý số liệu bằng EVIEWS, từ đó nêu ra những nhận xét, rút ra những kết luận về bản chất của hiện tượng nghiên cứu. Cuối cùng là đề xuất những dự báo, ứng dụng trong thực tế công tác để phân tích một vấn đề kinh tế, hỗ trợ việc ra quyết định.

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 3

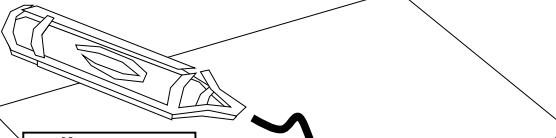


PHẦN I (36 tiết)

I. Kinh tế lượng cơ bản

- Khai quát về kinh tế lượng
- mô hình hồi qui hai biến
- Mở rộng mô hình hồi qui hai biến
- Mô hình hồi qui bội
- Hồi qui với biến giả

4



PHẦN II (9 tiết)

II. Kinh tế lượng cơ sở

- Đa cộng tuyến
- Phương sai thay đổi
- Tự tương quan
- Chọn mô hình
- Dự báo

5

Yêu cầu

- Kiến thức kinh tế
 - + Vi mô
 - + Vĩ mô
- Căn bản toán cao cấp: Đạo hàm, Hàm số: hàm bậc 1, bậc 2, bậc 3, log, mũ,...
- Căn bản xác suất, thống kê (thống kê mô tả, ước lượng, kiểm định, ...)
- Đại số ma trận



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng

6

Hoạt Động Học Tập

Trên lớp	Ngoài giờ lên lớp
<ul style="list-style-type: none">- Diễn giảng- Đối thoại- Bài tập theo nhóm- Trình bày tiểu luận <div style="border: 1px solid black; padding: 2px; width: fit-content;"><p>Calculator: fx 500, 570 ES, MS. Hoặc các máy khác có tính thống kê, ma trận.</p></div>	Thực hiện tiểu luận theo nhóm: <ul style="list-style-type: none"><input type="checkbox"/> Khảo sát một hiện tượng kinh tế<input type="checkbox"/> Sử dụng phần mềm EIEWS 5.1 hoặc 6.0 để xử lý số liệu và phân tích kết quả

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng*

Đánh giá

- Kiểm tra chuyên cần
- Kiểm tra giữa kỳ
- Tiểu luận
- Thi kết thúc môn học

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng*


Tài liệu tham khảo

- ĐHKT tp HCM - Ths Phạm Trí Cao + các đồng nghiệp, Giáo trình Kinh tế lượng (Lý thuyết + Bài tập) + Bài tập
- ĐHCN tp HCM - Ts Nguyễn Phú Vinh, Giáo trình Kinh tế lượng
- Basic Econometric - Damodar N. Gujarati, McGraw - Hill
- ĐHKT tp HCM - Hoàng Trọng & Chu Nguyễn Mộng Ngọc, Nguyên lý thống kê
- ĐHCN tp HCM - Ts Nguyễn Phú Vinh, Giáo trình Xác suất Thống kê (lý thuyết & Bài tập)

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng*

Slide bài giảng Kinh tế lượng

- fba.edu.vn
- bài giảng GV
- Huỳnh Đạt Hùng
- E-mail: hhuynhdat@gmail.com



Gv Huỳnh Đạt Hùng


Bài giảng Kinh tế lượng

10



**Chương I
KHÁI QUÁT VỀ
KINH TẾ LƯỢNG**

Gv Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM



11

Chương I – Khái quát về Hồi qui hai biến

1. Một số khái niệm
2. Bản chất của phân tích hồi qui
3. Thông tin & Số liệu cho phân tích hồi qui
4. PRF và SRF
5. Phương pháp bình phương bé nhất



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

12

I.1. Vài khái niệm cơ bản

Kinh tế lượng (Econometrics) - đo lường kinh tế:

- Thông kê + số liệu → mô hình toán học → phân tích định lượng → dự báo các biến số kinh tế.



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

13

Sơ đồ khảo sát một hiện tượng kinh tế bằng giải pháp kinh tế lượng



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

14

I.2. Bản chất của phân tích hồi qui

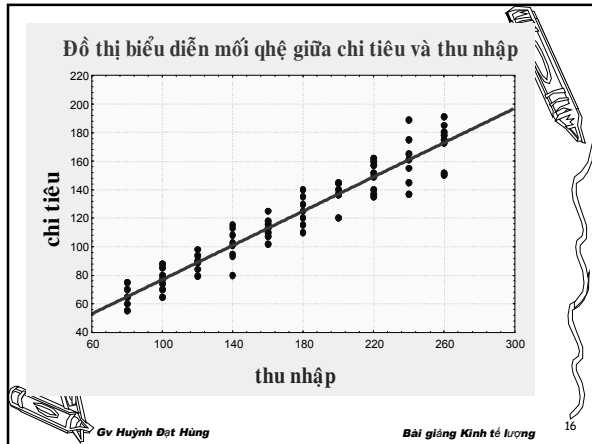
- **Bản chất:** Phân tích sự phụ thuộc của biến được giải thích (biên phụ thuộc - Dependent variable, Explained Variable) với một hay nhiều biến giải thích (biên độc lập - Independent variable, Explanatory Variable).
- **Cơ sở:** Ước lượng giá trị trung bình biên phụ thuộc (**Y**) dựa vào giá trị đã biết của biên độc lập (**X**).



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

15



I.3. Một số Ví dụ

Bạn hãy chỉ ra **biến phụ thuộc** và **biến độc lập** trong mỗi cặp biến sau đây:

- Chi tiêu & thu nhập
- Giá bán & Mức cầu sản phẩm
- Doanh số bán & chi phí chào hàng
- Thời gian tự học & kết quả học tập
- Lãi suất cho vay & mức cầu vay vốn
- Thâm niên công tác & thu nhập công nhân
- Diện tích nhà & giá bán nhà

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 17


Biến phụ thuộc	Biến độc lập
Chi tiêu	Thu nhập
Mức cầu sản phẩm	Giá bán sản phẩm
Doanh số bán hàng	Chi phí chào hàng
Mức cầu vay vốn	Lãi suất cho vay
Giá bán nhà	Diện tích nhà
Thu nhập công nhân	Thâm niên công tác
Kết quả học tập	Thời gian tự học

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 18

I.4. Các mối quan hệ

- **Hồi qui**
 - Đo **mức độ kết hợp tuyến tính** giữa biến phụ thuộc & biến độc lập
 - Nhằm **ước lượng biến phụ thuộc** (đl ngẫu nhiên) dựa trên biến độc lập đã biết (đl phi ngẫu nhiên)
- **Tương quan**
Không phân biệt các biến, các biến có ảnh hưởng qua lại lẫn nhau


Nhân quả



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 19

II. 1. Số liệu cho phân tích hồi qui

- ❖ Số liệu theo thời gian (Time Series Data): Cùng địa phương, khác thời kỳ: ngày, tuần, tháng, quý, năm ...
- ❖ Số liệu chéo hay Số liệu theo không gian (Cross - Section Data): cùng thời kỳ, khác địa phương
- ❖ Số liệu hỗn hợp: gồm cả 2 loại trên
- ❖ Nguồn số liệu:
 - thực nghiệm: kỹ thuật, khoa học tự nhiên
 - phi thực nghiệm: tài liệu, internet, điều tra thực tế




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 20

II.2. Nhược điểm của số liệu

Chất lượng số liệu không tốt, do:

- Sai số quan sát, bỏ sót → Phi thực nghiệm
- Sai số đo lường → Thực nghiệm
- Điều tra: kỹ thuật, nghệ thuật khai thác
- Thông tin bí mật, khó thu thập



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 21

III.1. Tổng thể và mẫu

❖ **Tổng thể:** chứa nhiều phần tử, có chung một số đặc tính

❖ **Mẫu:** một phần của tổng thể

Tổng thể	Mẫu
Toàn bộ khoảng 7 triệu cư dân tp HCM	Một nhóm chọn ngẫu nhiên 1000 người
Tổng thể 80.000 SV trường ĐH CN tp HCM	Một nhóm 100 SV thuộc các khoa
Tất cả lon bia SX từ nhà máy bia KCT	100 lon bia được chọn ngẫu nhiên

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 22

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 23


III. 2. Hàm hồi qui tổng thể (PRF – Population regression Function): $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$

- PRF chỉ có 1 biến độc lập → hồi qui đơn hay hồi qui 2 biến
- PRF có 2 hay nhiều hơn biến độc lập → hồi qui bội hay hồi qui đa biến
- Xác định dạng PRF: lý thuyết kinh tế + đô thị phân tán + kiểm định sự thích hợp dạng hàm hồi qui:
- **Dạng xác định:** $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$
- **Dạng ngẫu nhiên:** $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$
Với U_i : nhiễu → yếu tố độc lập khác không đưa vào mô hình

24

11.5. Hàm hồi quy tuyến tính
 $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

- $\beta_1, \beta_2 \rightarrow$ hệ số hồi qui
- $\beta_1 \rightarrow$ **tung độ gốc** ($y = \beta_1$ khi $X = 0$), cần kết hợp lý thuyết kinh tế, giải thích hợp lý hơn
- β_2 **hệ số góc** = độ dốc $\rightarrow y$ thay đổi bao nhiêu đơn vị khi x tăng (giảm) 1 đơn vị, khi các yếu tố khác không đổi




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 25

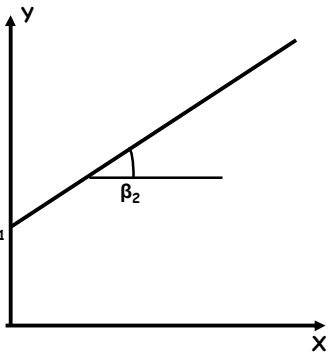
- $U_i = Y_i - E(Y/X_i)$

Đ.lượng ngẫu nhiên – Sai số ngẫu nhiên – Nhiều

- U_i **đại diện cho các biến khác** (ngoài các biến có trong mô hình), ảnh hưởng của chúng đến Y rất nhỏ. Ví dụ: “Chi tiêu – Thu nhập”, có thể có các yếu tố khác chi phối như: số con trong gia đình, giới tính, tuổi, vật giá ...



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 26



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 27

III.4. Hàm hồi qui mẫu (SRF – Sample Regression Function)

- Thực tế không thể điều tra toàn bộ tổng thể (số phần tử tổng thể quá lớn → trở ngại thời gian, chi phí ...)
- Điều tra mẫu → ước lượng giá trị trung bình biên
- Với: $\hat{Y}_i, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$: ước lượng điểm không chệch (point Estimator) của $E(Y / X), \beta_1, \beta_2$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 28

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 29

IV. Phương pháp bình phương bé nhất bình thường (OLS – Ordinary Least Square)

Khảo sát mối liên hệ giữa thu nhập (tr đ / tháng) và chi tiêu cá nhân (tr đ / tháng) trên một mẫu 8 quan sát:

Thu nhập (X)	8.0	10.0	5.0	3.0	4.0	4.0	6.0	12.0
Chi tiêu (Y)	6.0	7.0	5.0	3.7	3.2	3.6	5.0	9.0

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 30

Trọng tâm phương pháp OLS

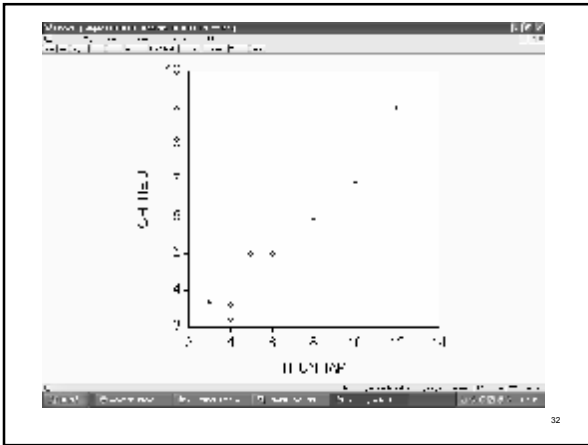
1. Số liệu \rightarrow biểu đồ phân tán = đám mây toạ độ – Mỗi điểm, 1 toạ độ x, y
2. Từ biểu đồ phân tán, **các điểm toạ độ (X,Y) được HỒI QUI về 1 đường thẳng**
3. Mỗi điểm toạ độ có một **khoảng cách** khi chiếu xuống đường thẳng
4. Phương pháp OLS = **tổng bình phương các khoảng cách \rightarrow min**
 \rightarrow Hàm hồi qui



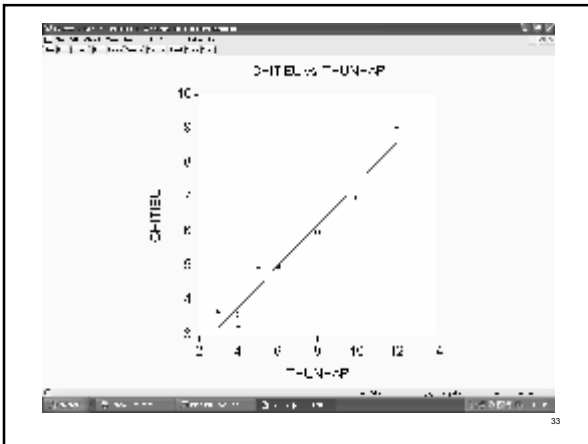
Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

31



32



33

Bài tập 1

Đây là số liệu của chi tiêu trung bình (Yi) và thu nhập khả dụng (Xi) của Hoa Kỳ thời kỳ 1970 – 1979, theo giá cố định năm 1972.

(Nguồn: Economic Report of the President, 1993).

Đơn vị – tỷ USD.

- Hãy vẽ biểu đồ phân tán, trục tung – Y, trục hoành – X và nhận xét?
- Ngoài thu nhập, còn các yếu tố nào có thể ảnh hưởng đến tiêu dùng? Ta có thể biểu diễn bằng dạng hàm hồi qui như thế nào?

Năm	Thu nhập (X)	Tiêu dùng (Y)
1970	751,6	672,1
1971	779,2	696,8
1972	810,3	737,1
1973	864,7	767,9
1974	857,5	762,8
1975	874,9	779,4
1976	906,8	823,1
1977	942,9	864,3
1978	988,8	903,2
1979	1015,7	927,6

34

Bài tập 2

Dưới đây là số liệu của chi tiêu cá nhân (Yi) và tổng sản phẩm quốc nội – GDP (Xi) của Hoa Kỳ thời kỳ 1980 – 1991 (theo Báo cáo kinh tế của tổng thống, 1993). Đơn vị – tỷ USD.

- Hãy vẽ biểu đồ phân tán, trục tung – Y, trục hoành – X và nhận xét?
- Ngoài GDP, còn các yếu tố nào (biến nào) có thể ảnh hưởng đến chi tiêu tiêu dùng cá nhân?

Năm	Yi	Xi	Năm	Yi	Xi
80	2447,1	3776,3	86	2969,1	4404,5
81	2476,9	3843,1	87	3052,2	4539,9
82	2503,7	3760,3	88	3162,4	4718,6
83	2619,4	3906,6	89	3223,3	4838,0
84	2746,1	4148,5	90	3260,4	4877,5
85	2865,8	4279,8	91	3240,8	4821,0

35

Bài tập 3

Các mô hình sau đây tuyến tính theo tham số hay tuyến tính theo biến số? Mô hình nào là mô hình HQT?

$$a. Y_i = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1}{X_i} \right) + U_i \quad b. Y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + U_i$$

$$c. \ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i \quad d. \ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + U_i$$

$$e. \ln Y_i = \beta_1 - \beta_2 \left(\frac{1}{X_i} \right) + U_i \quad f. Y_i = \beta_1 + \beta_2^2 X_i + U_i$$

Tuyến tính: tuyến tính theo tham số → bậc nhất theo tham số



Bài tập
4


• Hãy biên đổi các mô hình sau đây về mô hình HQT.

a. $Y_i = \frac{1}{1 + e^{\beta_1 + \beta_2 X_i + U_i}}$ b. $Y_i = e^{\beta_1 + \beta_2 X_i + U_i}$

c. $Y_i = \frac{1}{\beta_1 + \beta_2 X_i + U_i}$ d. $Y_i = \frac{X_i}{\beta_1 + \beta_2 X_i}$

e. $Y_i = \beta_1 X_i^{\beta_2} e^{U_i}$

Hướng dẫn: biến đổi đại số: nghịch đảo, lấy ln 2 vế, ...

 Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 37


Chương 2:
HỒI QUI HAI BIẾN


Gv Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM



38

HỒI QUI HAI BIẾN


- I. Ước lượng các HSHQ - Phương pháp bình phương nhỏ nhất
- II. Phương sai và sai số chuẩn của các ước lượng
- III. Hệ số xác định và hệ số tương quan
- IV. Phân phối xác suất của các ước lượng
- V. Khoảng tin cậy của các hệ số hồi qui & phương sai
- VI. Kiểm định
- VII. Ứng dụng

 Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 39

I.1. Ước lượng theo phương pháp bình phương bé nhất thông thường (OLS)

a/ Nguyên tắc
- Tìm hàm $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$
 $e_i = Y_i - \hat{Y}_i \rightarrow$ min *càng tốt*

b/ Phương pháp
 $\sum_{i=1}^n e_i^2 \rightarrow$ min hay $\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2$
 $= f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) \rightarrow$ min
 $\Leftrightarrow \begin{cases} f'(\hat{\beta}_1) = 0 \\ f'(\hat{\beta}_2) = 0 \end{cases}$




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 40

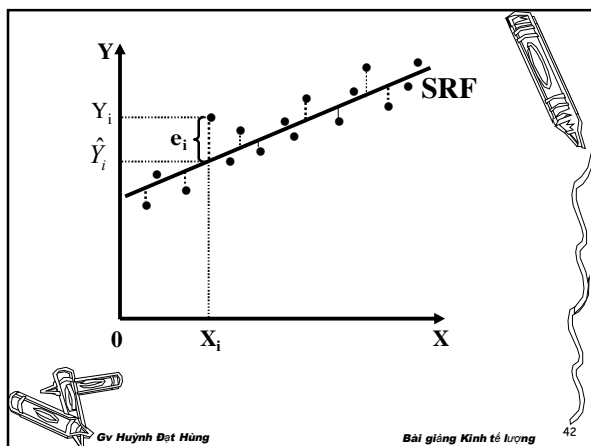
c/ Công thức

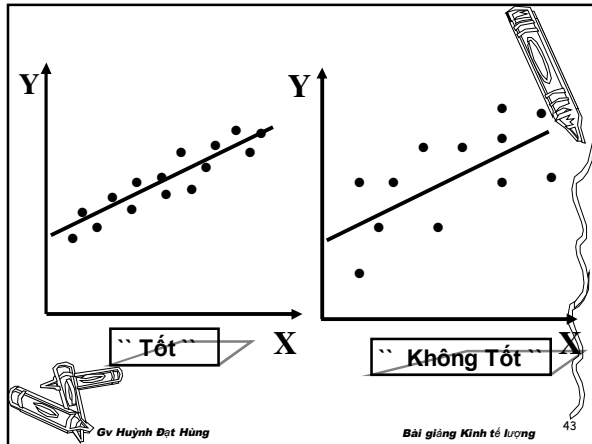
$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n (\bar{X})^2}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 41





Lưu ý về ký hiệu

- Y_i - giá trị quan sát giá trị thực tế - Tổng thể
- \hat{Y}_i - Giá trị tính toán (lý thuyết) - Mẫu

$X_{k,i}$ - k: thứ tự biến trong mô hình; i - thứ tự quan sát

$$x_i = X_i - \bar{X} ; y_i = Y_i - \bar{Y} ; \hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$$

$$\hat{y}_i = \hat{Y}_i - \bar{Y} ; \hat{U}_i = Y_i - \hat{Y}_i ; \hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i = \hat{U}_i$$

$$(\hat{u}_i = y_i - \hat{y}_i = Y_i - \bar{Y} - \hat{Y}_i + \bar{Y} = Y_i - \hat{Y}_i = \hat{U}_i)$$

$$x_i = X_i - \bar{X} \Rightarrow x_i^2 = (X_i - \bar{X})^2$$

$$x_1 = X_1 - \bar{X} \Rightarrow x_1^2 = (X_1 - \bar{X})^2$$

$$x_2 = X_2 - \bar{X} \Rightarrow x_2^2 = (X_2 - \bar{X})^2$$

$$x_3 = X_3 - \bar{X} \Rightarrow x_3^2 = (X_3 - \bar{X})^2$$

.....

$$x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \dots + x_n^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2$$

Tương tự: $\sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - n\bar{Y}^2$

Ví dụ C2: từ một mẫu 8 quan sát sau đây, hãy thiết lập hàm HQ

n	X _i	Y _i	X _i Y _i	X _i ²
1	1	8	8	1
2	2	6	12	4
3	3	6	18	9
4	4	5	20	16
5	4	4	16	16
6	5	4	20	25
7	6	4	24	36
8	7	3	21	49
Tổng	32	40	139	156

$$\bar{X} = \frac{32}{8} = 4; \bar{Y} = \frac{40}{8} = 5$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{139 - 8 \cdot 4 \cdot 5}{156 - 8 \cdot 4^2} = -0,75$$

$$\hat{\beta}_1 = 5 - (-0,75) \cdot 4 = 8$$

$$\hat{Y}_i = 8 - 0,75X_i \rightarrow SRF$$

$$Y_i = 8 - 0,75X_i + U_i \rightarrow PRF$$

X: lãi suất cho vay (% năm)
Y: Mức cầu vay vốn của doanh nghiệp (tỷ \$ / năm)

Nhận xét $Y = 8 - 0,75X$

X	0	1	2	3
Y	8	7,25	6,5	5,75

Kết luận:
 X tăng 1 đơn vị → Y giảm 0,75 đơn vị (β_2)
 → X & Y nghịch biến ($\beta_2 < 0$)
 $Y_{max} = 8$ (Khi X = 0)

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 47

Ý nghĩa kinh tế của các hệ số hồi quy
Với mẫu số liệu của đề bài, ta có:

(1). $\beta_1 = 8 = Y_{max}$
 Khi lãi suất cho vay giảm đến tối đa, mức cầu vay vốn **cao nhất bình quân** khoảng 8 tỷ đ / năm

(2). $\beta_2 = -0,75 < 0$ → X và Y nghịch biến
 → Lãi suất tăng (giảm) 1% / năm, mức cầu vay vốn của doanh nghiệp bình quân giảm (tăng) 0,75 tỷ \$ / năm

Bài tập

X – Thu nhập (tr \$ tháng)
Y: chi tiêu (tr \$ tháng)

Yêu cầu:

- Ước lượng hàm hồi quy $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$
- Nêu ý nghĩa kinh tế của các hệ số hồi quy
- Tính KTC của β_1 , cho biết $t_{\alpha/2; 8} = 2,306$

n	X_i	Y_i	X_i^2	$X_i Y_i$
1	5	4,5		
2	4	3,7		
3	6	6,2		
4	8	7,3		
5	9	8,0		
6	3	3,3		
7	4	3,9		
8	7	6,3		
9	10	8,2		
10	12	10,1		
Tổng				

49

(1). Ý nghĩa kinh tế của β_1
 $\beta_1 = 0,936082$. Ngoài ra, X và Y đồng biến \rightarrow Khi X = 0 (không có thu nhập), $Y_{\min} = 0,93$ triệu. Nghĩa là, khi không có thu nhập, chi tiêu tối thiểu khoảng 0,93 triệu đồng / tháng

(2). Ý nghĩa kinh tế của β_2
 $\beta_2 = 0,76675 > 0 \rightarrow$ X và Y đồng biến. Khi tăng (hay giảm) thu nhập 1 triệu đồng / tháng \rightarrow Chi tiêu sẽ tăng (giảm) 0,76 triệu đồng / tháng.

Nói cách khác, khuynh hướng chi tiêu biên là 0,76.

Lưu ý: Nhận xét phù hợp thực tế và lý thuyết kinh tế:
 (1). Dù không thu nhập, vẫn phải chi tiêu. (2). Khuynh hướng chi tiêu biên là số MPC:

Khi thu nhập tăng 1 \$, chi tiêu tăng nhưng ít hơn 1 \$.

50

d. Các giả thiết của p. pháp OLS

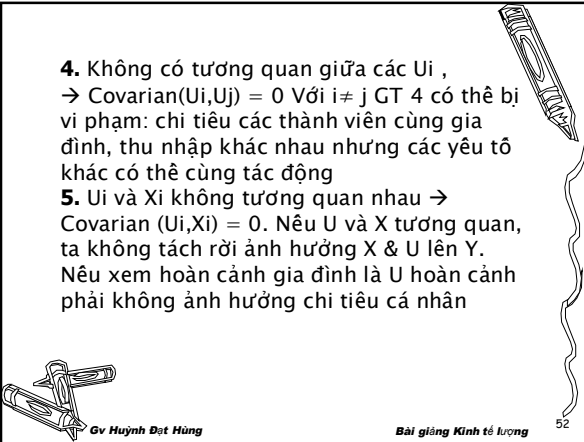
- Biến giải thích: đi phi ngẫu nhiên: thu nhập, xác định trước
- Kỳ vọng yếu tố ngẫu nhiên $U_i = 0$ nghĩa là $E(U_i/X_i) = 0$. Các yếu tố không có trong mô hình không ảnh hưởng đến Y ($U_i > 0 = U_i < 0$). VD: chênh lệch chi tiêu trung bình giữa các nhóm nghề khác nhau nhưng cùng thu nhập \rightarrow bù trừ nhau
- Các U_i có phương sai bằng nhau (đều, thuần nhất)
 $\rightarrow \text{Var}(U_i/X_i) = \text{Varian}(U_i/X_i) = \sigma^2$
 \rightarrow GT 3 không luôn đúng: Chi tiêu Nhóm thu nhập thấp và cao có khác nhau



51

4. Không có tương quan giữa các U_i ,
 $\rightarrow \text{Covarian}(U_i, U_j) = 0$ Với $i \neq j$ GT 4 có thể bị
 vi phạm: chi tiêu các thành viên cùng gia
 đình, thu nhập khác nhau nhưng các yếu tố
 khác có thể cùng tác động

5. U_i và X_i không tương quan nhau \rightarrow
 $\text{Covarian}(U_i, X_i) = 0$. Nếu U và X tương quan,
 ta không tách rời ảnh hưởng X & U lên Y .
 Nếu xem hoàn cảnh gia đình là U hoàn cảnh
 phải không ảnh hưởng chi tiêu cá nhân



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 52

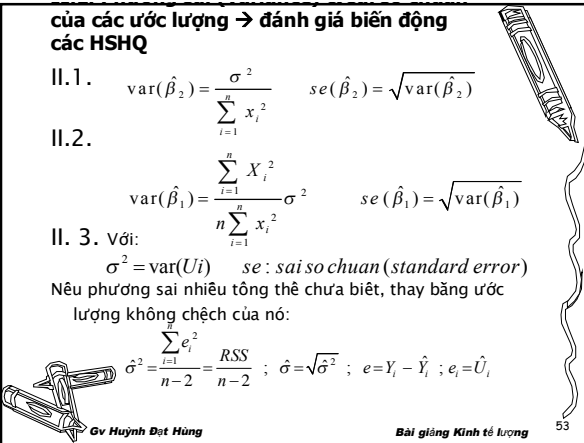
của các ước lượng \rightarrow đánh giá biến động các HSHQ

II.1. $\text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$ $se(\hat{\beta}_2) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_2)}$

II.2. $\text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n \sum_{i=1}^n x_i^2} \sigma^2$ $se(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_1)}$

II.3. Với: $\sigma^2 = \text{var}(U_i)$ se : sai số chuẩn (standard error)
 Nêu phương sai nhiều tổng thể chưa biết, thay bằng ước
 lượng không chệch của nó:

$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2} = \frac{RSS}{n-2}$; $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2}$; $e = Y_i - \hat{Y}_i$; $e_i = \hat{U}_i$



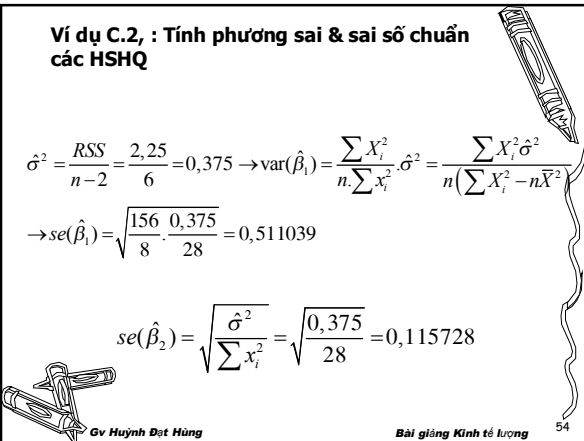
Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 53

Ví dụ C.2: Tính phương sai & sai số chuẩn các HSHQ

$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-2} = \frac{2,25}{6} = 0,375 \rightarrow \text{var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum X_i^2}{n \cdot \sum x_i^2} \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum X_i^2 \hat{\sigma}^2}{n(\sum X_i^2 - n\bar{X}^2)}$

$\rightarrow se(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{156}{8} \cdot \frac{0,375}{28}} = 0,511039$

$se(\hat{\beta}_2) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x_i^2}} = \sqrt{\frac{0,375}{28}} = 0,115728$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 54

II.2. Khoảng tin cậy β_1, β_2
→ Chọn mẫu khác nhau, β_1, β_2 sẽ như thế nào?
→ Giới hạn biến động của Y khi biến X thay đổi 1 đv


$\hat{\beta}_2 \pm t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(\hat{\beta}_2)$; $t_{\alpha/2; (n-2)}$: tra bảng hoặc dùng hàm TINV

$\hat{\beta}_1 \pm t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(\hat{\beta}_1)$; $t_{\alpha/2; (n-2)}$: tra bảng hoặc dùng hàm TINV

$$\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{\alpha/2; (n-2)}} < \sigma^2 < \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{1-\alpha/2; (n-2)}}$$

Hay : $\frac{RSS}{\chi^2_{\alpha/2; (n-2)}} < \sigma^2 < \frac{RSS}{\chi^2_{1-\alpha/2; (n-2)}}$

tra bảng phân phối χ^2 bậc tự do $(n-2)$




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 55

(n - 2) → Độ tự do

α → Mức ý nghĩa

(1 - α) → Độ tin cậy. Thông thường, độ tin cậy = 95%

$t_{\alpha/2}$ → Giá trị tới hạn. Tính bằng cách tra bảng



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 56

Ví dụ C.2: tính khoảng tin cậy các HSHQ

* Đã biết:

* $\hat{\beta}_1 = 8$; $\hat{\beta}_2 = -0,75$

$se(\hat{\beta}_1) = 0,511039$; $se(\hat{\beta}_2) = 0,115728$


* $\alpha = 5\% \rightarrow 1 - \alpha = 95\%$; $\alpha / 2 = 0,025$

tra bảng t - student $\rightarrow t_{\alpha/2}^{n-2} = t_{0,025}^6 = 2,447$

* Suy ra:

* $K.T.C \hat{\beta}_1 = 8 \pm (2,447)(0,511039) = (6,749488 ; 9,250512)$

* $K.T.C \hat{\beta}_2 = -0,75 \pm (2,447)(0,115728) = (-1,03319 ; -0,46681)$




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 57

Ý nghĩa

(1). **KTC của β_1** = (6,75 ; 9,25) → Mức cầu vay vốn tối đa trung bình của các doanh nghiệp từ 6,75 → 9,25 tỷ/năm

(2). **KTC β_2** = (-1,03 ; -0,4668). Khi X tăng 1 đơn vị (Lãi suất tăng 1% năm) → Mức cầu vay vốn của các doanh nghiệp sẽ giảm ít nhất là 0,4668 → cao nhất là 1,03 tỷ đồng/năm.




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 58

Ví dụ C.2: Tìm KTC phương sai tổng thể

$1 - \alpha = 0,95 ; \alpha = 0,05 ; \alpha / 2 = 0,025$

- **Biết:** $1 - \alpha / 2 = 0,975 \rightarrow$ tra bảng χ^2
 $\chi^2_{0,025}(6) = 14,4497 ; \chi^2_{0,975}(6) = 1,2373$
 $K.T.C\ 95\% / \sigma^2 = \left[\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{\alpha/2;(n-2)}}, \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{1-\alpha/2;(n-2)}} \right]$
- **Suy ra:**
 $\begin{matrix} \nearrow & & \nearrow \\ \text{Lower} & & \text{Uper} \end{matrix}$
 $\text{Hay: } K.T.C\ 95\% / \sigma^2 = \left[\frac{RSS}{\chi^2_{\alpha/2;(n-2)}}, \frac{RSS}{\chi^2_{1-\alpha/2;(n-2)}} \right]$
 $\text{Do: } \hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{(n-2)} \Rightarrow \hat{\sigma}^2(n-2) = RSS$
 $= \left[\frac{6 \cdot (0,375)}{14,4494}, \frac{6 \cdot (0,375)}{1,2373} \right] = (0,155716 ; 1,818414)$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 59

III. 1. Hệ số xác định

a. **TSS (Total Sum of Squares)** = Tổng bình phương độ lệch của

$$TSS = \sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - n(\bar{Y})^2$$


b. **ESS (Explained Sum of Squares)** = Tổng bình phương độ lệch của Y được giải thích bởi SRF

$$ESS = \sum_{i=1}^n \hat{y}_i^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \hat{\beta}_2^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 = \hat{\beta}_2^2 (\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2)$$

c. **RSS (Residual Sum of Squares)** = Tổng Bphương độ lệch giữa giá trị quan sát và giá trị tính toán - tổng bphương độ lệch Y không được giải thích bởi SRF, RSS do yếu tố ngẫu nhiên gây ra

$$RSS = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad TSS = ESS + RSS \rightarrow 1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS}$$

d. **R²: Hệ số xác định** (Coefficient of Determination) - Đo mức độ phù hợp của hàm hồi quy

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$


Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 60

Ý nghĩa kinh tế của R^2

- Đo lường mức độ phù hợp của hàm hồi quy
- Ví dụ: $R^2 = 0,8 = 80\% \rightarrow$ Hàm hồi quy phù hợp 80%. Nghĩa là biến X giải thích được 80% sự biến động của biến Y. 20% còn lại do các yếu tố ngẫu nhiên khác gây ra

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 61

III.2. Tính chất TSS & R^2

a. TSS

- * TSS cố định. ESS, RSS thay đổi
- * Hàm SRF phù hợp tốt với số liệu quan sát \rightarrow ESS càng $>$ RSS
- * Nếu tất cả Y nằm trên SRF \rightarrow ESS = TSS (RSS = 0) và ngược lại
- * Hàm SRF kém phù hợp số liệu quan sát \rightarrow ESS càng $<$ RSS

b. R^2

- * $0 \leq R^2 \leq 1$
- * $R^2 = 1 \rightarrow$ đường hồi quy phù hợp hoàn hảo, tất cả sai lệch của Y_i đều được giải thích bởi RSF $\rightarrow \hat{Y}_i = Y_i, \forall i$
- * $R^2 = 0 \rightarrow$ RSS = TSS $\rightarrow \hat{Y}_i = \bar{Y}, \forall i$
- \rightarrow SRF không thích hợp, tất cả sai lệch của Y_i không được giải thích bởi hàm SRF

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 62

Ý nghĩa hình học của TSS, RSS & ESS

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 63

IV.1. Kiểm định hệ số hồi qui

a/ Khái niệm

- kiểm định giả thiết (test hypothesis) → **kết quả** từ số liệu thực tế **phù hợp với giả thiết nêu ra không?**
- giả thiết phát biểu = giả thiết cần kiểm định = giả thuyết không (**H_0 – Null hypothesis**)
- Giả thiết đối lập với H_0 = giả thiết đối **H_1 (H_1 – Alternative hypothesis)**

* cơ sở: các qui tắc dựa trên luật phân phối xác suất của ĐLNN để **bác bỏ** hay **không bác bỏ**

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 67

(1). Kiểm định 2 phía

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases}$$

IV. 2. Phân loại kiểm định dựa trên miền bác bỏ

(2). Kiểm định một phía:

*Kiểm định bên phải

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0,5 (\beta_2 \leq 0,5) \\ H_1 : \beta_2 > 0,5 \end{cases}$$

* Kiểm định bên trái

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0,5 (\beta_2 \geq 0,5) \\ H_1 : \beta_2 < 0,5 \end{cases}$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 68

IV.3 Phương pháp kiểm định

a/ Phương pháp kiểm định Khoảng tin cậy

Chấp nhận H_0 Khi:

- * KĐ 2 phía → giá trị kđ (β_0) thuộc KTC
- * KĐ phải → giá trị kđ thuộc nửa KTC phải

$$\left(\hat{\beta}_{1,2} - t_{\alpha/2}^{(n-2)} \cdot s.e(\hat{\beta}_{1,2}), +\infty \right)$$

- * KĐ trái → giá trị kđ thuộc nửa KTC trái

$$\left(-\infty, \hat{\beta}_{1,2} + t_{\alpha/2}^{(n-2)} \cdot s.e(\hat{\beta}_{1,2}) \right)$$

Ví dụ: KTC $\beta_2 = (-1,03319; -0,46681)$.

Vì $H_0 : \beta_2 = 0$ không thuộc KTC → bác bỏ

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 69

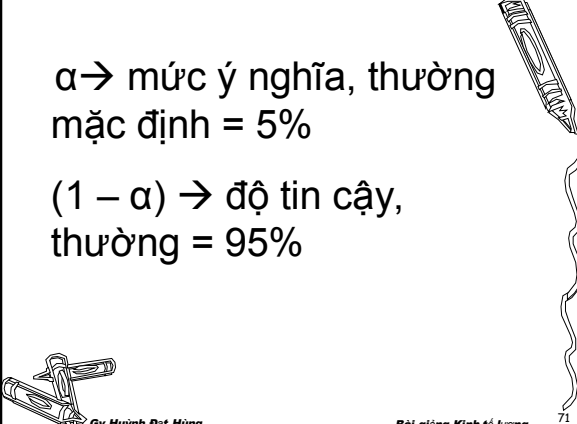
b. Phương pháp giá trị tới hạn (Kđ mức ý nghĩa; kđịnh t, do dựa vào phân phối t)

- 1. $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$
- 2. Tính $t = \frac{\hat{\beta}_{1,2} - \beta_0}{s\hat{e}(\hat{\beta}_{1,2})} = \frac{\hat{\beta}_{1,2}}{s\hat{e}(\hat{\beta}_{1,2})}$ (Cho $\beta_0 = 0$)
- 3. Tra bảng t - student, tính giá trị tới hạn:
 $t_{\alpha;(n-2)}$ (1 phía) hoac $t_{\alpha/2;(n-2)}$ (2 phía)
- 4 so sánh t_0 với t tới hạn
 - Kđ 2 phía: $|t| > t_{\alpha/2;(n-2)} \rightarrow$ bác bỏ H_0
 - Kđ trái: $t < -t_{\alpha;(n-2)} \rightarrow$ bác bỏ H_0
 - Kđ phải: $t > t_{\alpha;(n-2)} \rightarrow$ bác bỏ H_0

70

$\alpha \rightarrow$ mức ý nghĩa, thường mặc định = 5%

$(1 - \alpha) \rightarrow$ độ tin cậy, thường = 95%

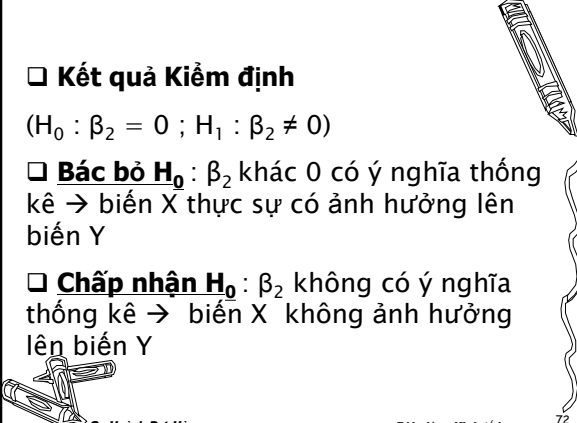


71

□ Kết quả Kiểm định

$(H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0)$

- **Bác bỏ H_0** : β_2 khác 0 có ý nghĩa thống kê \rightarrow biến X thực sự có ảnh hưởng lên biến Y
- **Chấp nhận H_0** : β_2 không có ý nghĩa thống kê \rightarrow biến X không ảnh hưởng lên biến Y



72

C. Phương pháp kiểm định t

Value

- **Tính t_0 :** $t_0 = \frac{\hat{\beta}_{1,2}}{Se(\hat{\beta}_{1,2})}$
- **Tính P – value:** P – Value $= P(|t| > |t_0|)$

Với t – ĐLNN có phân phối t – Student, bậc tự do (n – 2)

- **Quy tắc:**
 - * Kđ 2 phía: p – value < α (0,05) \rightarrow bác bỏ H_0
 - * Kđịnh 1 phía: (p – value)/2 < $\alpha \rightarrow$ bác bỏ H_0

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 73

Ví dụ C.2, Kiểm định β_2 .
 $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$. Độ tin cậy 95%

- Kiểm định KTC:** KTC $\beta_2 = (-1,03319; -0,46681)$.
Vì 0 không thuộc KTC \rightarrow bác bỏ H_0
- Kiểm định t:**
 $t = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{se(\hat{\beta}_2)} = \frac{-0,75}{0,115728} = -6,48071$; $|t| > t_{0,025;6} = 2,447 \rightarrow$ bác bỏ H_0
- Kiểm định p-value**
 $t = -6,48071$; $p\text{-value} = P(|t| > 6,48071) = 0,000641^6 < \alpha = 0,05$
 \rightarrow bác bỏ H_0

• Ý nghĩa: Kiểm định giả thiết $H_0: \beta_2 = 0 \rightarrow$ giả thiết cho rằng X không ảnh hưởng lên Y. Bác bỏ H_0 nghĩa là thừa nhận X thực sự có ảnh hưởng lên Y

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 74

IV.4. Kiểm định phương sai của nhiều

Kđ	H_0	H_1	P.P	Bác bỏ H_0
2 phía	$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	K.T.C	$\sigma^2 \notin KTC$
			G.T.T. T	$\chi_0^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n-2)$ hoặc $\chi_0^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-2)$
			P-value	$p\text{-value} < \alpha/2$ hoặc $p\text{-value} > 1-\alpha/2$
Phải	$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	K.T.C	$\sigma_0^2 \neq \frac{1}{2}$ KTC phải
			G.T.T. T	$\chi_0^2 > \chi_{\alpha}^2(n-2)$
			P-value	P value < α
Trái	$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	K.T.C	$\sigma_0^2 \neq \frac{1}{2}$ KTC trái
			G.T.T. T	$\chi_0^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-2)$
			P-value	P value > $1-\alpha$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 75

IV.5. Kiểm định sự phù hợp của mô hình

Mục đích: đánh giá mức độ thích hợp mô hình HQ

PP giá trị tới hạn: $H_0: R^2 = 0$ ($\sim H_0: \beta_2 = 0$); $H_1: R^2 > 0$

* Tính $F_0 = \frac{R^2(n-2)}{1-R^2}$

* Tính GTTH $F_{\alpha(1, n-2)}$: tra bảng: α , bậc tự do (1, n - 2)

* So sánh F_0 và $F_{\alpha(1, n-2)}$:

- + $F_0 > F_{\alpha(1, n-2)}$: bác bỏ H_0
- + $F_0 \leq F_{\alpha(1, n-2)}$: chấp nhận H_0

PP p value: $H_0: R^2 = 0$; $H_1: R^2 \neq 0$

* Tính F_0

* Tính p value = $P(F > F_0)$ với F: phân phối Fisher (1, n-2)

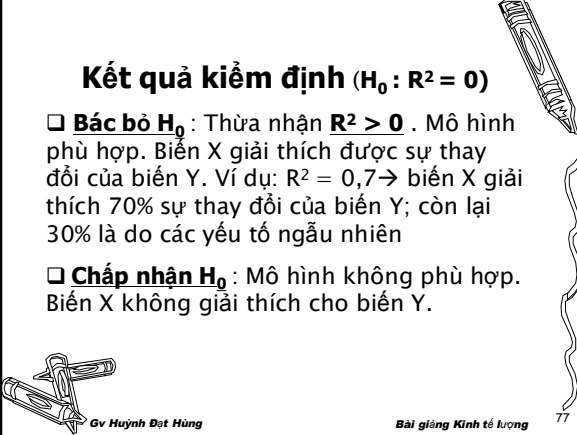
* p value < α : bác bỏ H_0 ; p value > α : chấp nhận H_0

76

Kết quả kiểm định ($H_0: R^2 = 0$)

Bác bỏ H_0 : Thừa nhận $R^2 > 0$. Mô hình phù hợp. Biến X giải thích được sự thay đổi của biến Y. Ví dụ: $R^2 = 0,7 \rightarrow$ biến X giải thích 70% sự thay đổi của biến Y; còn lại 30% là do các yếu tố ngẫu nhiên

Chấp nhận H_0 : Mô hình không phù hợp. Biến X không giải thích cho biến Y.



77

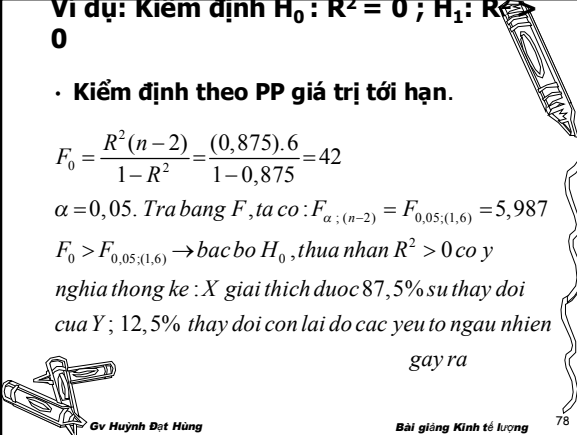
Ví dụ: Kiểm định $H_0: R^2 = 0$; $H_1: R^2 > 0$

• Kiểm định theo PP giá trị tới hạn.

$$F_0 = \frac{R^2(n-2)}{1-R^2} = \frac{(0,875).6}{1-0,875} = 42$$

$\alpha = 0,05$. Tra bảng F, ta có: $F_{\alpha; (n-2)} = F_{0,05; (1,6)} = 5,987$


$F_0 > F_{0,05; (1,6)} \rightarrow$ bác bỏ H_0 , thừa nhận $R^2 > 0$ có ý nghĩa thống kê: X giải thích được 87,5% sự thay đổi của Y; 12,5% thay đổi còn lại do các yếu tố ngẫu nhiên gây ra



78

V. Trình bày kết quả hồi qui

$\hat{Y}_i = 8 - 0,75 X_1$; $n = 8$
 $se = (0,511) (0,115)$; $R^2 = 0,875$
 $t = (15,654) (-6,4807)$; $F_0 = 42$
 $p - value = (0,0000) (0,0006)$
 $TSS = 18$; $ESS = 15,75$; $RSS = 2,25$;
 $\hat{\sigma}^2 = 0,375$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 79

VI. Ứng dụng của phân tích hồi qui: Dự báo


1. Cơ sở

- Từ số liệu của mẫu \rightarrow hàm hồi qui mẫu.
- Dùng hàm HQ mẫu để dự báo Y trong tương lai ứng với một giá trị của X cho trước

2. a. Dự báo giá trị trung bình

$$\left[\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(\hat{Y}_0) < E(Y / X_0) < \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(\hat{Y}_0) \right]$$

$$\text{var}(\hat{Y}_0) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \right] ; se(\hat{Y}_0) = \sqrt{\text{var}(\hat{Y}_0)}$$




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 80

2.b. Dự báo giá trị riêng biệt (Y_0) khi $X = X_0$

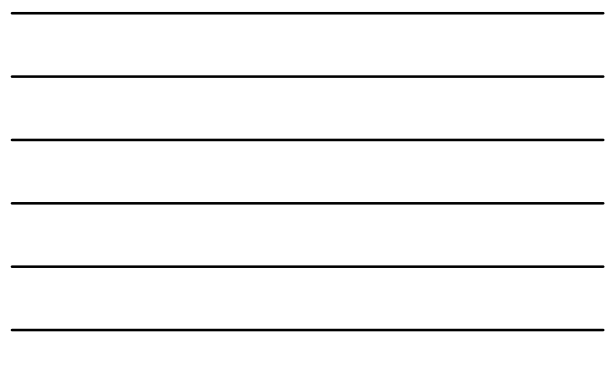
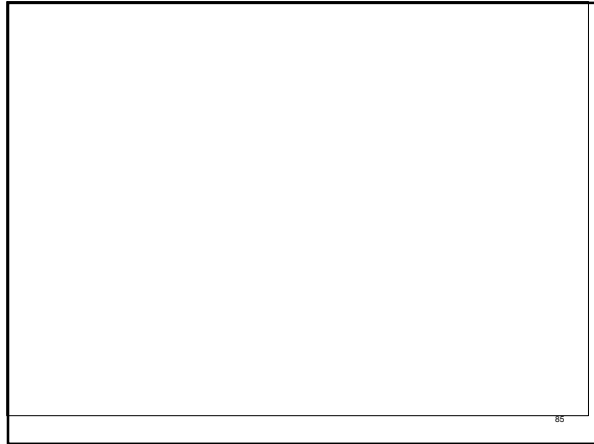
$Y_0 = \hat{Y}_0 \pm t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(Y_0 - \hat{Y}_0)$ Hay :
 $\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(Y_0 - \hat{Y}_0) \leq Y_0 \leq \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(Y_0 - \hat{Y}_0)$

$$\text{Var}(Y_0 - \hat{Y}_0) = \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \right] ; se(Y_0 - \hat{Y}_0) = \sqrt{\text{var}(Y_0 - \hat{Y}_0)}$$

Lưu ý: khoảng dự báo của giá trị cá biệt Y_0 rộng hơn khoảng dự báo của giá trị trung bình của Y



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 81



vốn $\rightarrow \beta_2 < 0$ 88

3. Kiểm định các HSHQ

a/ Kiểm định β_2 $H_0 : \beta_2 = 0$
 $H_1 : \beta_2 \neq 0$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{(n-2)} = \frac{32,2387}{10-2} = 4,0298$$

$$\Rightarrow Var(\hat{\beta}_2) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x_i^2} = \frac{4,0298}{5,025} = 0,802$$

$$\Rightarrow se(\hat{\beta}_2) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_2)} = \sqrt{0,802} = 0,8955$$

89

$$B2 : t_0 = \frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)} = \frac{-9,8209}{0,8955} = -10,967$$

$$t_{\alpha/2; (n-2)} = t_{0,01; 8} = 2,896$$

$$|t_0| = 10,967 > t_{0,01; 8} = 2,896$$

B 3: Bác bỏ H_0 $\rightarrow \beta_2$ khác không và có ý nghĩa thống kê. Nói cách khác, biến X thực sự có ảnh hưởng lên biến Y. Nghĩa là, lãi suất ngân hàng có ảnh hưởng lên tổng vốn đầu tư

90

Dự báo giá trị cá biệt của Y

Ta tính $Var(Y_0 - \hat{Y}_0) = \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \right]$

$Var(Y_0 - \hat{Y}_0) = 4,03 \left[1 + \frac{1}{10} + \frac{(8 - 5,85)^2}{5,025} \right] = 8,14$

$se(Y_0 - \hat{Y}_0) = 2,8531$

$\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(Y_0 - \hat{Y}_0) < Y_0 < \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2; (n-2)} \cdot se(Y_0 - \hat{Y}_0)$

$15,987 - 2,306 * 2,8531 < Y_0 < 15,987 + 2,306 * 2,8531$

$9,4078 < Y_0 < 22,5643$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 94

$H_0 : \beta_2 = -12$

f/ $H_1 : \beta_2 < -12$

$t_0 = \frac{\hat{\beta}_2 - (-12)}{se(\hat{\beta}_2)} = \frac{-9,82 + 12}{0,8955} = \frac{2,18}{0,8955} = 2,4334$

$t_{\alpha; (n-2)} = t_{0,05; 8} = 1,86$

$t_0 = 2,4334 > t_{0,05; 8} = 1,86$

\Rightarrow Chấp nhận H_0

Vậy, khi lãi suất tăng 1 % năm, tổng vốn đầu tư có thể giảm 12 tỷ \$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 95

Bài tập 2

Một mẫu khảo sát về tổng cầu vay vốn (Y - tỷ \$) với lãi suất cho vay (X - % năm) của ngân hàng tại tỉnh LGC qua 12 năm liên như sau:

X	5,0	5,5	5,5	6,0	6,2	6,5	6,5	6,8	7,0	7,0	7,5	7,5
Y	80	76	80	74	72	70	71	69	70	67	64	62

1/ Lập mô hình HQT có dạng $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i$

2/ Nêu ý nghĩa kinh tế các HSHQ

3/ Kiểm định giả thiết $H_0 : \beta_2 = 0 ; H_1 : \beta_2 \neq 0$ với mức ý nghĩa 5% và nêu ý nghĩa của kết quả.

4/ Đánh giá mức phù hợp của mô hình với độ tin cậy 95%

5/ Dự báo giá trị trung bình của tổng cầu vay vốn với lãi suất 7,3% năm với độ tin cậy 95%.

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 96

(1). $Y = 0,630877 + 0,799085 X_2$; $R^2 = 0,965726$

(2). **Ý nghĩa kinh tế của các HSHQ**

- $\beta_2 = 0,799085 > 0 \rightarrow X$ và Y đồng biến.

$Y_{\min} = \beta_1 = 0,630877 (X_2 = 0)$: Khi thu nhập bằng 0, chi tiêu trung bình tối thiểu là 0,630877 triệu đồng tháng \rightarrow phù hợp với lý thuyết kinh tế

- $\beta_2 = 0,799085 > 0 \rightarrow X$ và Y đồng biến. Khi thu nhập tăng (giảm) 1 triệu đồng tháng, chi tiêu tăng (giảm) 0,799085 đồng tháng, các yếu tố khác không đổi \rightarrow phù hợp lý thuyết

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 100

Equation: UNTITLED Workbook: UNTITLED::Untitl.d\

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/22/10 Time: 13:41
Sample: 1
Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,630877	0,053223	11,96741	0,0000
X2	0,799085	0,053223	15,0139	0,0000

R-squared: 0,965726 Mean dependent var: 4,890000
 Adjusted R-squared: 0,961442 S.E. of the dependent var: 0,67908
 Sum of squared resid: 0,490422 F-statistic: 175,9101
 Total likelihood: 0,772906 Prob(F-statistic): 0,000000
 Durbin-Watson stat: 1,454785 Probability: 1,000000

(3). **Kiểm định β_2** : $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$

Độ tin cậy 96% $\rightarrow \alpha = 0,04 \rightarrow (\alpha / 2) = 0,02$

$$t_0 = \frac{\beta_2}{se(\beta_2)} = \frac{0,799085}{0,053223} = 15,0139 > t_{\alpha/2; (n-2)} = 2,449$$

$(\alpha = 0,04 \rightarrow \alpha/2 = 0,02)$

\rightarrow Bác bỏ giả thiết H_0

$\rightarrow \beta_2$ có ý nghĩa thống kê, nghĩa là biến X thực sự có ảnh hưởng lên biến Y (thu nhập có ảnh hưởng lên chi tiêu)

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 102

Bài tập 5

Khảo sát về thu nhập (X - triệu \$/tháng) và chi tiêu cá nhân (Y - triệu/tháng) của một mẫu, được kết quả như sau:

X	3,0	6,3	7,6	4,2	5,5	3,5	5,0	6,7	7,0	4,5
Y	3,1	5,5	6,5	4,0	4,8	3,2	5,0	6,4	6,2	4,2

- Ước lượng mô hình HQT
- Nêu ý nghĩa kinh tế các HSHQ
- Kiểm định giả thiết $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$ với độ tin cậy 95% và nêu ý nghĩa của kết quả.
- Đánh giá mức phù hợp của mô hình với độ tin cậy 95%
- Dự báo giá trị trung bình của mức chi tiêu hàng tháng khi thu nhập bình quân 6,0 triệu/tháng với độ tin cậy 95%.
- Có ý kiến cho rằng xu hướng tiêu dùng biến là 0,8, với độ tin cậy 95%, bạn nhận xét ra sao về ý kiến trên?

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 103

Bài tập 6

Khảo sát về thu nhập (X - triệu \$/tháng) và chi tiêu cá nhân (Y - triệu/tháng) của một mẫu, được kết quả như sau:

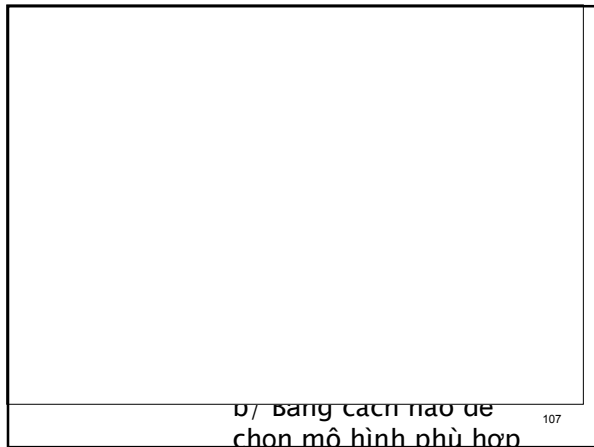
X	3,0	6,3	7,6	4,2	5,5	3,5	5,0	6,7	7,0	4,5
Y	3,1	5,5	6,5	4,0	4,8	3,2	5,0	6,4	6,2	4,2

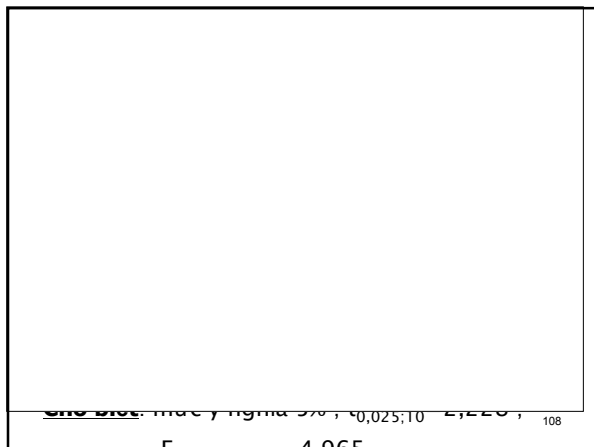
- Ước lượng mô hình HQT
- Nêu ý nghĩa kinh tế các HSHQ
- Kiểm định giả thiết $H_0: \beta_2 = 0$; $H_1: \beta_2 \neq 0$ với độ tin cậy 95% và nêu ý nghĩa của kết quả ($t_{\alpha/2; 8} = 2,306$)
- Dự báo giá trị trung bình của mức chi tiêu hàng tháng khi thu nhập bình quân 6,0 triệu/tháng với độ tin cậy 95%.
- Có ý kiến cho rằng xu hướng tiêu dùng biến không lớn hơn 0,6, với độ tin cậy 95%, bạn nhận xét ra sao về ý kiến trên?

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 104

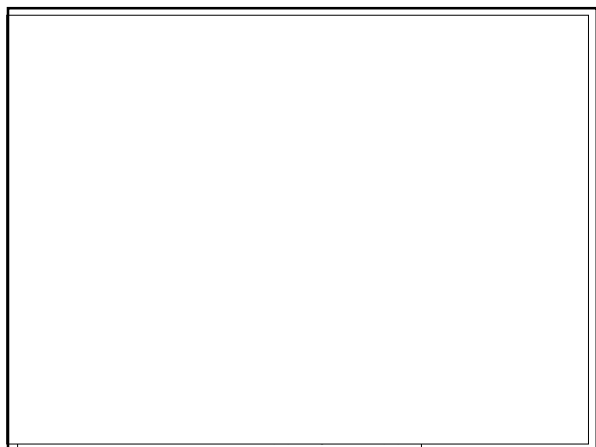
105

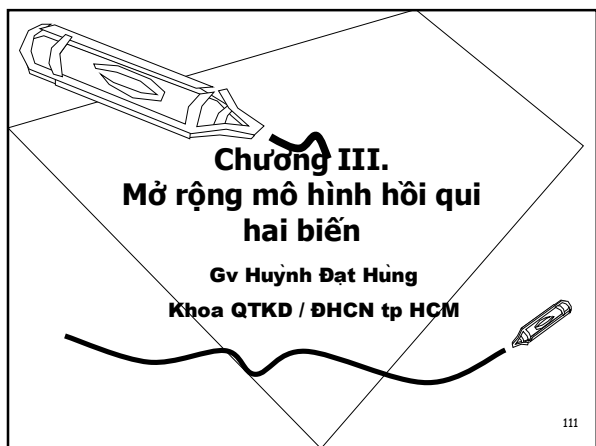






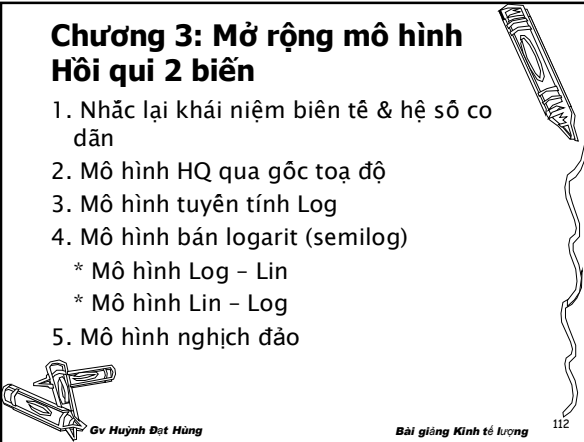






Chương 3: Mở rộng mô hình Hồi qui 2 biến

1. Nhắc lại khái niệm biên tế & hệ số co giãn
2. Mô hình HQ qua gốc toạ độ
3. Mô hình tuyến tính Log
4. Mô hình bán logarit (semilog)
 - * Mô hình Log - Lin
 - * Mô hình Lin - Log
5. Mô hình nghịch đảo



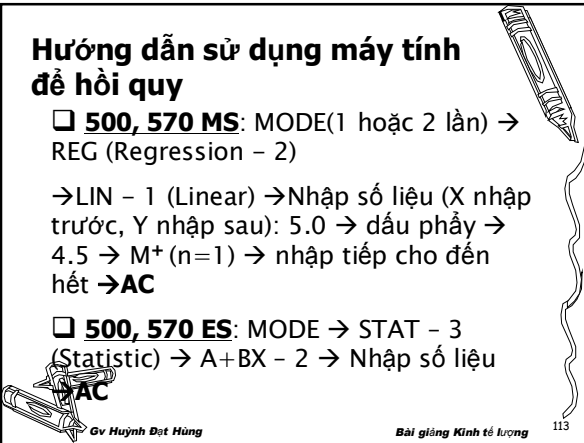
Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 112

Hướng dẫn sử dụng máy tính để hồi quy

500, 570 MS: MODE(1 hoặc 2 lần) → REG (Regression - 2)

→ LIN - 1 (Linear) → Nhập số liệu (X nhập trước, Y nhập sau): 5.0 → dấu phẩy → 4.5 → M⁺ (n=1) → nhập tiếp cho đến hết → **AC**

500, 570 ES: MODE → STAT - 3 (Statistic) → A+BX - 2 → Nhập số liệu → **AC**



Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 113

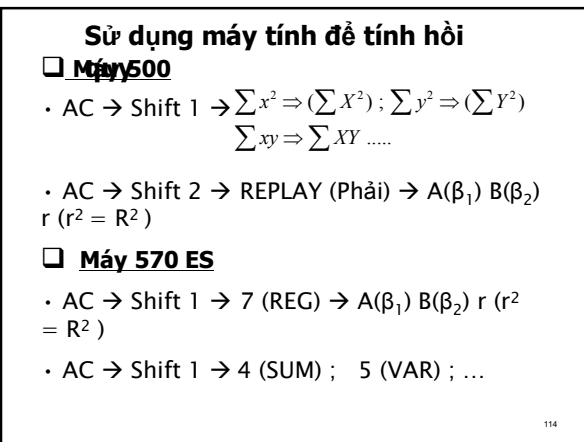
Sử dụng máy tính để tính hồi quy

Máy 500

- AC → Shift 1 → $\sum x^2 \Rightarrow (\sum X^2)$; $\sum y^2 \Rightarrow (\sum Y^2)$
 $\sum xy \Rightarrow \sum XY$
- AC → Shift 2 → REPLAY (Phải) → A(β_1) B(β_2) r ($r^2 = R^2$)

Máy 570 ES

- AC → Shift 1 → 7 (REG) → A(β_1) B(β_2) r ($r^2 = R^2$)
- AC → Shift 1 → 4 (SUM) ; 5 (VAR) ; ...




Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 114

Kiểm tra số liệu

❑ **Máy 500, 570MS:** REPLAY (trên hoặc dưới) → FREQ 10 (10 cặp số liệu) → REPLAY trên → X10 → Nếu số sai → chọn lại số đúng → dấu = → Tiếp tục cho đến hết


❑ **Máy 570ES:** Shift 1 → DATA (2) → Nếu số sai → sửa tại chỗ



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 115

❑ **Khai báo thiếu 1 cặp số liệu**
AC → khai báo tiếp: X → dấu phẩy → Y → M+

❑ **Khai báo thừa 1 cặp số liệu (Ví dụ thừa cặp 12)**
AC → REPLAY ↑ → Y12 → Shift M -



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 116

Thiết kế một số công thức khác

(1). $TSS = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - n(\bar{Y})^2$


(2). $ESS = \beta_2^2 (\sum X^2 - n\bar{X}^2)$

<p>(1). AC → SHIFT 1 → $\sum Y^2$ → Dấu trừ → 10 (n = 10) → SHIFT 2 → $\bar{Y} \Rightarrow \bar{Y}^2$ → Dấu =</p>	<p>(2). AC → Shift 2 → 2 (B) → B² → dấu () → Shift 1 → $\sum X^2$ → dấu trừ → n → Shift 2 → $\bar{X} \Rightarrow \bar{X}^2 \rightarrow =$</p>
---	---

117

I. 1. Khái niệm biên tế (Marginal)

- Cho $Y = f(X)$, giá trị biên tế của Y theo X:
 $M_{YX} = \Delta Y / \Delta X \rightarrow \Delta Y = M_{YX} \cdot \Delta X$
- $\Delta Y, \Delta X$: lượng thay đổi tuyệt đối của Y & của X
- Ý nghĩa: M_{YX} cho biết lượng thay đổi tuyệt đối của biên phụ thuộc Y khi biên độc lập X thay đổi 1 đơn vị
- Khi $\Delta X \rightarrow 0, M_{YX} \approx dY/dX \approx f'(X)$




118

I.2. Khái niệm hệ số co giãn (Elasticity - E_{YX})

$$E_{YX} = \frac{\Delta Y / Y}{\Delta X / X}$$

Thay đổi tương đối của Y : $100 \frac{\Delta Y}{Y} = E_{YX} (100 \frac{\Delta X}{X})$

- **Ý nghĩa:** E cho biết thay đổi tương đối của Y(%) khi X thay đổi 1%.
 Khi $\Delta X \rightarrow 0, E_{YX} \approx f'(X) \cdot (X/Y)$



119


II. 1. Mô hình HQ qua gốc tọa độ

PRF $\rightarrow Y_i = \beta_2 X_i + U_i$
 SRF $\rightarrow \hat{Y}_i = \hat{\beta}_2 X_i + e_i$
 Phương pháp OLS chota :

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i}{\sum_{i=1}^n X_i^2} ; \text{var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2}$$

$$R^2_{\text{tho}} = \frac{\left(\sum_{i=1}^n X_i Y_i \right)^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2 \sum_{i=1}^n Y_i^2}$$

σ^2 ước lượng bởi : $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-1} = \frac{RSS}{n-1}$




120

Ví dụ 1: Hàm sản xuất đối với một loại sản phẩm nào đó với:

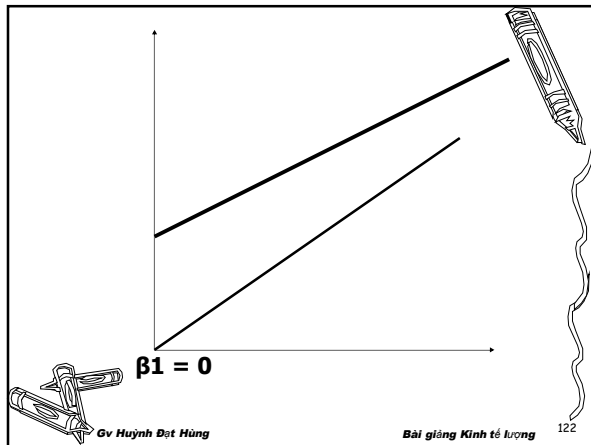
Y – Sản lượng sản xuất
X – Nguyên vật liệu

Khi không có nguyên vật liệu ($x = 0$) →
Ngừng sản xuất → $Y = 0$

→ Chọn mô hình hồi quy qua gốc tọa độ



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 121



Chọn mô hình bình thường hay mô hình HQ qua gốc tọa độ

- Chỉ nên sử dụng mô hình qua gốc tọa độ khi có 1 **tiên nghiệm mạnh**.
- Thường, nên dùng HQ có β_1 → kiểm định β_1 :
 - * Chấp nhận H_0 , β_1 **không có ý nghĩa thống kê** → dùng HQ qua gốc tọa độ
 - * Bác bỏ H_0 → β_1 **khác 0**, có ý nghĩa thống kê → Mô hình bình thường
- Hoặc: ước lượng cả 2 mô hình → **so sánh hệ số xác định** → chọn mô hình phù hợp hơn

123

Ví dụ 2

Năm	%lãi /cty A (Y)	% lãi / thị Trường (X)
1971	67,5	19,5
1972	19,2	8,5
1973	-35,2	-29,3
1974	-42,0	-26,5
1975	63,7	61,9
1976	19,3	45,5
1977	3,6	9,5
1978	20,0	14,0
1979	40,3	35,3
1980	37,5	31,0

* $\hat{Y}_i = 1,0899 X_i$ (1)
 $R^2_{thô} = 0,7825$

* $\hat{Y}_i = 1,2797 + 1,0699 X_i$ (2)
 $R^2 = 0,7155$

Do R^2 của (1) > R^2 của (2)
 → chọn mô hình HQ qua góc toa đo

* Ý nghĩa: tan g 1% suất sinh
 lãi thị trường → tan g 1,0899%
 suất sinh lãi của cty A

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 124

II.3. Mô hình tuyến tính Logarit
(Mô hình Log - Log hay Log kép)

- Hệ số góc β_2 biểu thị hệ số co giãn của Y đối với X: cho biết khi X thay đổi 1% thì Y thay đổi bao nhiêu %
- Xét mô hình hồi qui mũ: $Y_i = \beta_1 X_i^{\beta_2} e^{U_i}$
- Ta chuyển về dạng $\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + U_i$
 $\alpha = \ln \beta_1 \rightarrow \ln Y_i = \alpha + \beta_2 \ln X_i + U_i$
 Với: $Y_i^* = \ln Y_i$; $X_i^* = \ln X_i$
 phương trình trở thành: $Y_i^* = \alpha + \beta_2 X_i^* + U_i$

Mô hình (log-log) $\rightarrow \beta_2 = E_{Y/X} = \frac{dY/Y}{dX/X} = \frac{dY}{dX} \cdot \frac{X}{Y}$

- Mô hình trên tuyến tính theo các tham số, tuyến tính theo logarit của các biến Y và X.

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 125

$\ln Y = \dots \ln X$

Biến X, nhập số liệu dạng ln X

Biến Y, nhập số liệu dạng ln Y

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 126

Ví dụ

Năm (M.Y)	Y	X
70	2,57	0,77
71	2,5	0,74
72	2,35	0,72
73	2,3	0,73
74	2,25	0,76
75	2,2	0,75
76	2,11	1,08
77	1,94	1,81
78	1,97	1,39
79	2,06	1,20
80	2,02	1,17

$$\ln Y_i = 0,7774 - 0,253 \ln X_i$$

$$R^2 = 0,7448$$

→ he so co dan cau theo gia la -0,253
 Vi $\beta_2 < 0 \rightarrow X_i \& Y_i$ nghich bien
 → Gia tan g (giam) 1%, so tach cafe tieu thu giam (tan g) 0,253%

Y: số tách café/người/ngày
 X: Giá, USD/pao

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 127

11.4. a. Mô hình semilog dạng log - lin

- Mô hình Log - Lin thích hợp với khảo sát tốc độ tăng trưởng hay giảm sút của các biến kinh tế vĩ mô như dân số, lượng lao động, GDP, GNP, lượng cung \$, năng suất, thâm hụt thương mại, ...
- Từ công thức tính lãi gộp:
 $Y_t = Y_0(1+r)^t$; r - tốc do tan g trung gop theo thoi gian cua Y
 $\rightarrow \ln Y_t = \ln Y_0 + t \cdot \ln(1+r)$
 Voi $\beta_1 = \ln Y_0$; $\beta_2 = \ln(1+r)$
 Ta co : $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t \rightarrow$ tuyen tinh theo tham so bien doc lap la thoi gian, $t=1; 2; 3; \dots$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 128

$\ln Y = \beta_1 + \beta_2 X$

Biến X, nhập số liệu bình thường

Biến Y, nhập số liệu dạng ln Y

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 129

Ví dụ

Năm (t)	72	73	74	75	76	77	78
RGDP (Y)	3107.1	3268.6	3248.1	3221.7	3380.8	3533.3	3703.5
Năm	79	80	81	82	83	84	85
RGDP	3796.8	3776.3	3843.1	3760.3	3906.6	4148.5	4279.8
Năm	86	87	88	89	90	91	
RGDP	4404.5	4539.9	4718.6	4838.0	4877.5	4821.0	

$\ln \hat{Y}_t = 8,0139 + 0,0247t \quad R^2 = 0,9738$
 $\beta_2 = 0,0247 = 2,47\% : \text{tu } 1972 - 1991 \text{ GDP thực / Hoa Kỳ tăng } 2,47\% \text{ năm}$
 $\beta_1 = \ln Y_0 = 8,0139 (t=0) \rightarrow \hat{Y}_0 = e^{8,0139} = 3022,7 \rightarrow \text{Đầu năm } 1972, \text{ RGDP} \approx 3022,7 \text{ ty USD}$
 Giá trị thực tế là 3107,1 \Rightarrow Chênh lệch 84,4 ty USD (lệch 2,71%)

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 130

II.4.b. Mô hình semilog dạng lin- log

- Vận dụng mô hình Lin - Log để khảo sát: lượng cung ảnh hưởng tới GDP, diện tích trồng trọt ảnh hưởng tới sản lượng cây trồng, diện tích căn nhà ảnh hưởng tới giá nhà ...
- Khảo sát quan hệ GDP (Y) với lượng cung tiền (X): Y tăng bao nhiêu theo số tuyệt đối khi X tăng 1%?
 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_t + U_t \Rightarrow \text{Vi phân} \rightarrow \frac{dY}{dX} = \beta_2 \cdot (1/X)$

$\Rightarrow \beta_2 = \frac{dY}{(dX / X)} \Rightarrow \text{thay đổi tuyệt đối của Y / thay đổi tương đối của X}$
 $\Delta Y = \beta_2 (\Delta X / X) : \text{lượng thay đổi tuyệt đối của Y. Nếu thay đổi của X}$
 tính bằng % $(100 \cdot \frac{\Delta X}{X})$
 $\Rightarrow \Delta Y = \frac{\beta_2}{100} \left(100 \frac{\Delta X}{X} \right) = 0,01 \beta_2 \left(100 \frac{\Delta X}{X} \right)$

Y nghĩa kinh tế của β_2 : X thay đổi 1%, Y thay đổi $(0,01\beta_2)$ đơn vị

Gv Huỳnh Đạt Hùng 131

$Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$

Biến X, nhập số liệu dạng ln X

Biến Y, nhập bình thường

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 132

Ví dụ C3.4

Năm	GNP (Y - Tỷ USD)	Lượng cung tiền (X - tỷ USD)	Năm	GNP (Y)	Lượng cung tiền (X)
1973	1359,3	889,0	1981	3052,6	1795,5
1974	1472,8	908,5	1982	3166,0	1954,0
1975	1598,4	1023,2	1983	3405,7	2185,2
1976	1782,8	1163,7	1984	3772,2	2363,6
1977	1990,5	1286,7	1985	4014,9	2562,6
1978	2249,7	1389,0	1986	4240,3	2807,7
1979	2508,2	1500,2	1987	4526,7	2901,0
1980	2723,0	1633,1			

$\hat{Y}_i = -16329,21 + 2584,785 \ln X_i \quad R^2 = 0,9831$
 $\beta_2 = 2584,785 \approx 2585$ nghĩa là: tu năm 1973-1987, lượng cung tiền tăng g lên 1% bình quan kéo theo tăng g GNP khoảng 25,85 tỷ USD

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 133

II.4.c. Mô hình nghịch đảo

- $Y_i = \beta_1 + \beta_2 (1/X_i)$
- $X \rightarrow \infty, \beta_2 (1/X_i) \rightarrow 0$ và $Y \rightarrow$ tiệm cận β_1
- **Áp dụng 1:** Chi phí SX cố định trung bình (AFC) và sản lượng: AFC giảm liên tục khi sản lượng tăng. Cuối cùng, sẽ tiệm cận với trực sản lượng ở mức β_1
- **Áp dụng 2:** Tỷ lệ thay đổi \$ lương và tỷ lệ thất nghiệp qua đường cong Phillip
- **Áp dụng 3:** Đường chi tiêu Engel: chi tiêu cho 1 hàng hoá với thu nhập

* Dưới Mức thu nhập tối hạn ($-\beta_2/\beta_1$) \rightarrow người tiêu dùng không mua SP này

* Mức tiêu dùng bão hoà (đã thoả mãn), cao hơn mức đó \rightarrow không chi tiêu cho SP này dù thu nhập có cao đi nữa. Mức này là đường tiệm cận β_1

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 134

Ví dụ C3.5: Tỷ lệ thay đổi \$ lương (Y) và tỷ lệ thất nghiệp (X) qua Anh giai đoạn 1950 - 1966

Năm	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66
Y (%)	1,8	8,5	8,4	4,5	4,3	6,9	8,0	5,0	3,6	2,6	2,6	4,2	3,2	3,7	4,8	4,3	4,6
X (%)	1,4	1,1	1,5	1,5	1,2	1,0	1,1	1,3	1,8	1,9	1,5	1,4	1,8	2,1	1,5	1,3	1,4

$Y_t = -1,4282 + 8,7243 (1/X_t) \quad R^2 = 0,3848$
 $\beta_1 = -1,4282 \rightarrow$ Khi X tăng lên vô hạn, tỷ lệ giảm sút \$ lương không vượt quá 1,43 % năm
 • R^2 khá thấp nhưng β_2 khác 0 có ý nghĩa thống kê và có dấu đúng (Vì vậy không nên nhấn mạnh quá mức giá trị R^2)

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 135

Cách (1). Sử dụng hàm $Y = \beta_1 + \beta_2 X$
(Hàm LIN)
→ Nhập biến X dưới dạng 1/X

Cách (2). Sử dụng hàm nghịch biến $Y = \beta_1 + \beta_2 (1/X)$
→ Nhập biến X bình thường
(Hàm Nghịch biến: **Máy 500, 570 MS**
→ **chọn hàm INV (INVERSE)**
Máy 570 ES, chọn hàm 1/X)

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 136

Tóm tắt một số hàm HQ 2 biến thông dụng

Hàm	Phương trình	Biên tế (hệ số góc)	Hệ số co dãn	Ý nghĩa của hệ số góc
Tuyến tính	$Y = \beta_1 + \beta_2 X$	β_2	$\beta_2(X/Y)$	X tăng 1 đv, Y thay đổi β_2 đv
Tuyến tính log kép	$\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$	$\beta_2(Y/X)$	β_2	X tăng 1 %, Y thay đổi $\beta_2\%$
Log - Lin	$\ln Y = \beta_1 + \beta_2 X$	$\beta_2 Y$	$\beta_2 X$	X tăng 1 đv, Y thay đổi $100\beta_2\%$
Lin - Log	$Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$	$\beta_2(1/X)$	$\beta_2(1/Y)$	X tăng 1%, Y thay đổi $(\beta_2/100)$ đơn vị
Ng-đảo	$Y = \beta_1 + \beta_2 (1/X)$	$-\beta_2(1/X^2)$	$-\beta_2(1/XY)$	

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 137

Bài tập 1

Dựa vào số liệu hàng tháng từ 1/1978 đến 12/1987 người ta đề nghị hai mô hình hồi qui:

1/ $Y_t = 0,00681 + 0,7581 X_t$
Se = (0,02596) (0,27009)
 $t_0 = (0,26229) (2,807)$
p = (0,7984) (0,0186)
 $R^2 = 0,4406$

2/ $Y_t = 0,76214 X_t$
 $R^2 = 0,43684$
Se = (0,265799)
t = (2,95408)
p = (0,0131)

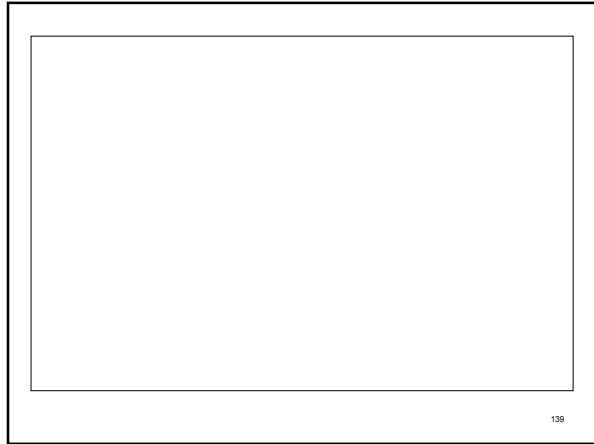
• **Với:** Y - suất sinh lời hàng tháng cổ phiếu thường của Texaco (%)
• X - suất sinh lời thị trường (%)

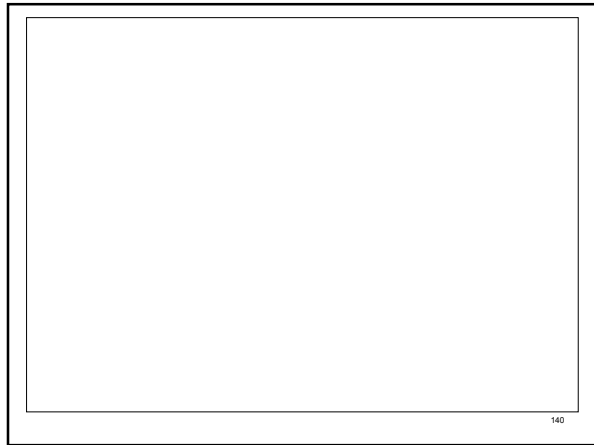
Yêu cầu

- 1/ Khác nhau giữa 2 mô hình?
- 2/ Chọn mô hình nào, tại sao?
- 3/ Giải thích hệ số góc của 2 mô hình
- 4/ Có thể so sánh R^2 của 2 mô hình trên không, tại sao?

(Cho biết độ tin cậy = 95%; n = 10)

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 138







Bài tập 2

X	1000	1042	1092	1105	1110	1257	1749	1770
Y	1000	1023	1040	1087	1146	1285	1485	1521

Xem bảng số liệu dưới đây. Với:
* Y – chỉ số giảm phát GDP đối với hàng nội địa (Y)
* X – chỉ số giảm phát GDP đối với hàng nhập khẩu giai đoạn 1968 – 1982.

1889	1974	2015	2260	2621	2777	2735
1543	1567	1592	1714	1841	1959	2033

Để nghiên cứu quan hệ giá nội địa và giá thế giới, ta có 2 mô hình:
 $Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_i + U_i$
 $Y_i = \beta X_i + U_i$
 Hãy ước lượng 2 mô hình trên và chọn mô hình nào thích hợp hơn?

142

• **Mô hình 1** • **Mô hình 2**

$Y = \alpha_1 + \alpha_2 X$ $Y = \beta_2 X$

$Y = 516,09 + 0,534X$ $Y = 0,795X$

$R^2 = 0,979$ $R^2_{thô} = 0,9858$

Kiểm định α_1

$t_0 = \frac{\hat{\alpha}_1}{se(\hat{\alpha}_1)} = \frac{516,09}{40,56} = 12,72$

$t_{0,025;13} = 2,16$

$12,72 > t_{0,025;13} = 2,16$

Bác bỏ $H_0 \rightarrow \alpha_1$ có ý nghĩa thống kê \rightarrow Mô hình bình thường phù hợp hơn

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 143

Bài tập 3

1207 (1972)	1349,6 (1973)	1458,6 (1974)	1585,9 (1975)	1768,4 (1976)	1974,1 (1977)	2232,7 (1978)
2488,6 (1979)	2708 (1980)	3030,6 (1981)	3149,6 (1982)	3405 (1983)	3777,2 (1984)	4038,7 (1985)
4268,6 (1986)	4539,9 (1987)	4900,4 (1988)	5250,8 (1989)	5522,2 (1990)	5677,5 (1991)	

• Trên đây là GDP của Hoa Kỳ giai đoạn 1972 – 1991 tính theo Tỷ USD hiện hành. Tính tốc độ tăng trưởng GDP danh nghĩa của Hoa Kỳ trong giai đoạn trên.
(Hồi qui $Y = \ln(\text{GDP})$ theo thời gian $t: t = 1; 2; 3 \dots$)

• Nêu ý nghĩa kinh tế của các hệ số hồi quy

144

Bài tập 4

GNP (1970 - 1976)	85.685	94.450	105.234	123.560	147.528	165.343	191.857	
Lượng cung \$	9.077	10.178	11.626	13.320	14.555	16.566	17.889	
GNP (1977- 1984)	210.189	232.211	264.279	297.556	339.793	358.302	390.340	420.819
Lượng cung \$	19.381	21.328	22.823	24.254	25.379	25.541	28.137	28.798

Y(GNP), X(lượng cung \$) của Canada giai đoạn 1970 - 1984. Hãy sử dụng bảng số liệu trên để ước lượng mô hình:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_t + U_t$$
 Nêu ý nghĩa kinh tế của các hệ số hồi quy

145

Bài tập 5

GNP (1970 -1976)	86.685	95.450	104.23	122.56	149.52	166.34	189.85	
Lượng cung \$	10.077	10.678	11.026	12.620	14.85	16.566	17.489	
GNP (1977- 1984)	208.189	230.21	266.27	296.55	339.19	356.30	390.34	420.81
Lượng cung \$	18.781	21.328	23.223	24.35	25.239	25.12	28.137	28.798

Y(GNP), X(lượng cung \$) của Canada giai đoạn 1979 - 1984. Hãy sử dụng bảng số liệu trên để ước lượng mô hình: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_t + U_t$
 Nêu ý nghĩa kinh tế các hệ số hồi quy

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 146



Chương IV


Mô hình hồi qui bội

Gv Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM

147

Mô hình hồi qui bội (HQ nhiều biến)


1. Mô hình HQ 3 biến
2. Mô hình HQ K biến
3. Một số dạng hàm



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 148

I.1. PRF 3 biến $E(Y/X_{2i}, X_{3i}) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i}$


- Y_i - Biến phụ thuộc
- X_{2i}, X_{3i} - Biến độc lập
- β_1 - Hệ số tự do (hệ số chặn).
 $\beta_1 = Y$ khi $X_2 = X_3 = 0$. Cần kết hợp thực tế \rightarrow giải thích phù hợp hơn.
- $\beta_2; \beta_3$ - **Hệ số HQ riêng (hệ số góc riêng phần)** \rightarrow ảnh hưởng từng biến ($\beta_2; \beta_3$) lên Y khi ($X_3; X_2$) giữ không đổi
- U_i - giá trị quan sát thứ i :
 $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + U_i$ (U_i - sai số ngẫu nhiên)



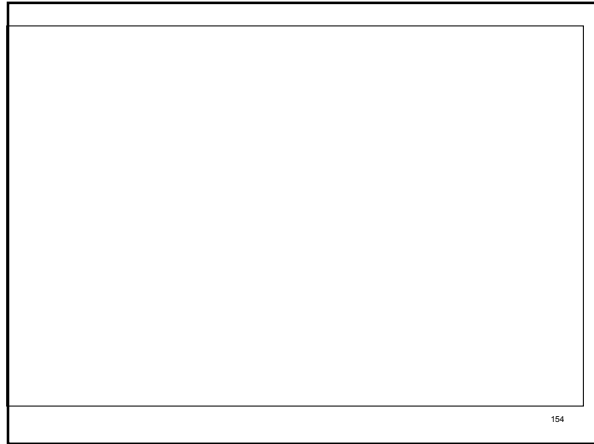
Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 149

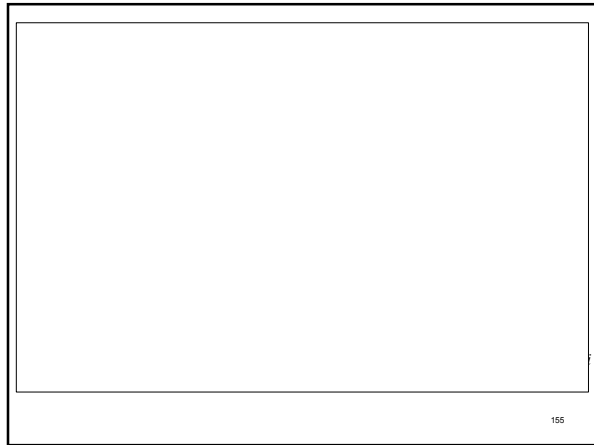
I.2. Các giả thiết của mô hình

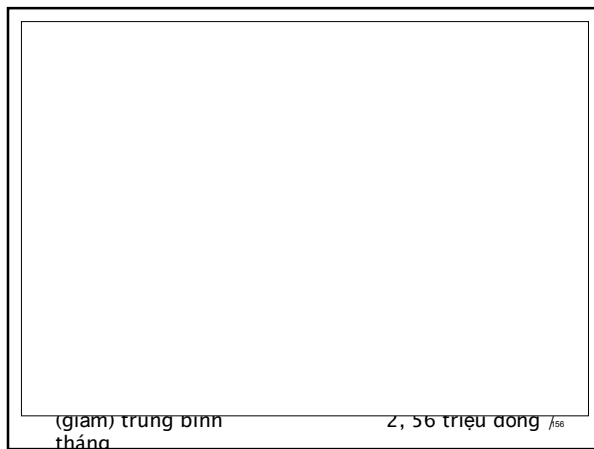
1. Giá trị trung bình $U_i = 0 : E(U_i / X_{2i}, X_{3i}) = 0$
2. Phương sai các U_i không đổi $Var(U_i) = \sigma^2$
3. Không có tự tương quan giữa các U_i
 $Cov(U_i, U_j) = 0 \quad \forall i, j$
4. Không có quan hệ tuyến tính rõ ràng giữa 2 biến giải thích
5. U_i có phân phối chuẩn



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 150







Bài tập: Một mẫu gồm 12 quan sát:
 Y_i - Doanh số bán hàng (tr đ); X_{2i} (ngàn đ/SP) - Giá bán sản phẩm; X_{3i} (tr đ) - Thu nhập của người tiêu dùng

Y_i	X_{2i}	X_{3i}	Y_i	X_{2i}	X_{3i}
1270	108	8,5	1610	140	10,5
1490	106	8,0	1280	128	6,7
1060	130	7,3	1390	116	6,2
1626	115	9,6	1440	120	8,7
1020	140	8,2	1590	140	9,1
1800	130	9,4	1380	150	8,6

Hãy Ước lượng hàm HQ $Y_i/X_{2i}; X_{3i}$
 Nêu ý nghĩa kinh tế các HSHQ

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 157

Sử dụng máy tính

(1). Bước 1: Nhập $X_2, Y \rightarrow$ Tính các đại lượng trung gian như:
 $\sum y_i^2 = \sum Y_i^2 - n(\bar{Y})^2$ $\sum y_i X_{2i} = \sum Y_i X_{2i} - n\bar{Y}\bar{X}_2$
 $\sum x_{2i}^2 = \sum X_{2i}^2 - n(\bar{X}_2)^2$ $Y_{/X_2} = \beta_1 + \beta_2 X_2$

(2). Bước 2: Nhập $X_3, Y \rightarrow$ Tính các đại lượng trung gian như:
 $\sum y_i X_{3i} = \sum Y_i X_{3i} - n\bar{Y}\bar{X}_3$ $Y_{/X_3} = \alpha_1 + \alpha_2 X_3$

(3). Bước 3: Nhập X_3, X_2
 $\Rightarrow \sum x_{2i} X_{3i} = \sum X_{2i} X_{3i} - n\bar{X}_2\bar{X}_3$

(4). Bước 4: Tính các tham số hồi quy

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 158

Ta có:

$$\sum y_i^2 = 590748$$

$$\sum x_{2i}^2 = 2170,917$$

$$\sum x_{3i}^2 = 16,62$$

$$\sum x_{2i} y_i = -2429$$

$$\sum x_{3i} y_i = 1880,2$$

$$\sum x_{2i} x_{3i} = 50,6$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 159

Ta có: $(\sum x_{2i}^2)(\sum x_{3i}^2) - (\sum x_{2i}x_{3i})^2 = 33520,263$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\sum y_i x_{2i})(\sum x_{3i}^2) - (\sum y_i x_{3i})(\sum x_{2i} x_{3i})}{(\sum x_{2i}^2)(\sum x_{3i}^2) - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} = \frac{-135508,1}{33520,263} = -4,042$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{(\sum y_i x_{3i})(\sum x_{2i}^2) - (\sum y_i x_{2i})(\sum x_{2i} x_{3i})}{(\sum x_{2i}^2)(\sum x_{3i}^2) - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} = \frac{4204663,66}{33520,263} = 125,43$$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2 - \hat{\beta}_3 \bar{X}_3 = 872,382$$

$$\Rightarrow \hat{Y}_i = 872,382 - 4,042 X_{2i} + 125,43 X_{3i}$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 160

Ý nghĩa kinh tế các HSHQ

(1). $\beta_1 = 872,382$
Doanh thu trung bình thấp nhất là 872,382 triệu đồng / tháng

(2). $\beta_2 = -4,042 < 0$ → Giá bán SP và Doanh thu nghịch biến → Phù hợp với lý thuyết kinh tế

Khi thu nhập (X3) của người tiêu dùng không đổi, giá bán sản phẩm tăng (giảm) 1 nghìn đồng / SP → doanh thu giảm (tăng) 4,042 triệu đồng / tháng

(3). $\beta_3 = 125,43 > 0$ → Thu nhập người tiêu dùng và doanh thu bán hàng đồng biến → phù hợp với lý thuyết kinh tế

Khi giá bán SP không đổi (X2), nếu thu nhập tăng (giảm) 1 nghìn đồng / tháng → doanh thu tăng (giảm) 125,43 triệu đồng / tháng

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 161

I.4. Phương sai các HSHQ

$$Var(\hat{\beta}_1) = \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}_2^2 \sum x_{3i}^2 + \bar{X}_3^2 \sum x_{2i}^2 - 2\bar{X}_2 \bar{X}_3 \sum x_{2i} x_{3i}}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \right] \cdot \sigma^2$$

$$Var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum x_{3i}^2}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \sigma^2$$

$$= \frac{19112 * 2120,592}{12500 * 19112 - (7400)^2} = 0,220097$$

$$Var(\hat{\beta}_3) = \frac{\sum x_{2i}^2}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \sigma^2$$

$$= \frac{12500 * 2120,592}{12500 * 19112 - (7400)^2} = 0,143952$$

Trong đó: σ^2 - phương sai của U_i nhưng chưa biết,

thay bằng $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-3} = \frac{19085,33}{12-3} = 2120,592$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 162

I.5. Hệ số xác định HQ bôi R^2

Công thức

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum y_i^2}$$

$$\Rightarrow \bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2 / (n-k)}{\sum y_i^2 / (n-1)}$$

($\bar{R}^2 \rightarrow R^2$ co hieu chinh - Adjusted R squared)

R^2 va \bar{R}^2 colien quan: $\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}$

(k : so tham so)

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 163

$$TSS = \sum Y_i^2 - n(\bar{Y})^2$$

$$= 24549576 - 12 * (1413)^2 = 590748$$

$$ESS = \hat{\beta}_2 \sum y_i x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum y_i x_{3i}$$

$$= 4,64951 * 77064 + 2,560152 * 83336$$

$$= 571662,67$$

$$RSS = TSS - ESS$$

$$= 590748 - 571662,67$$

$$= 19085,33$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 164

+ Tính chất : * $k > 1: \bar{R}^2 \leq R^2 \leq 1$

* R^2 luôn dương ; \bar{R}^2 có thể âm

+ Thêm biến độc lập X_k vào mô hình

- * \bar{R}^2 tăng
- * HSHQ khác không có ý nghĩa thống kê (Kiểm định HSHQ của biến X_k)

\Rightarrow Biến X_k cần thiết đưa vào mô hình

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 165

Ví dụ C.4.1 : so sánh \bar{R}^2 & dựa vào kiểm định
→ chọn hàm HQ

* HQ 2 biến (Y / X_2): $R_{2biến}^2 = 0,80425 \Rightarrow \bar{R}_{2biến}^2 = 0,78467$

* $R_{3biến}^2 = \frac{571662,67}{590748} = 0,9677 \Rightarrow \bar{R}_{3biến}^2 = 0,9605$

$\Rightarrow \bar{R}_{3biến}^2 = 0,9605 > \bar{R}_{2biến}^2 = 0,78467 \Rightarrow \bar{R}^2$ có tăng lên

* Kiểm định: $H_0 : \beta_3 = 0; H_1 : \beta_3 \neq 0$

$t_0 = \frac{\beta_3}{se(\beta_3)} = \frac{2,560125}{0,37941} = 6,748 > t_{0,025(9)} = 2,262$

\Rightarrow bác bỏ H_0 : đưa biến X_3 vào
 mô hình là cần thiết \Rightarrow Chọn hàm 3 biến

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 166

SO SÁNH R^2

\Rightarrow { phải cùng cỡ mẫu (n)
 cùng số biến độc lập

Nếu khác số biến độc lập \Rightarrow phải sử dụng \bar{R}^2

⊕ Biến Y phải cùng dạng

⊕ Các biến độc lập có thể khác dạng

VD: $\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i}$

với: $Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i}$

\Rightarrow không so sánh được.

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 167

1.6. Khoảng tin cậy các HSHQ

$KTC \hat{\beta}_j = \hat{\beta}_j \pm t_{\alpha/2; (n-3)} \cdot se(\hat{\beta}_j)$

Theo Ví dụ C.4.1: $\alpha = 5\% \rightarrow t_{\alpha/2; (n-3)} = t_{0,025; 9} = 2,262$

+ $KTC \hat{\beta}_2 = 4,64951 \pm 2,262 * 0,46918 = (3,588 < \beta_2 < 5,711)$

Y nghĩa 1: giữ chi phí QC không đổi, chi phí chào hàng tăng 1 triệu /năm \Rightarrow doanh số bán hàng tăng từ 3,588 đến 5,711 triệu/năm

+ $KTC \hat{\beta}_3 = 2,560152 \pm 2,262 * 0,379407 = (1,702 < \beta_3 < 3,418)$

Y nghĩa 2: giữ chi phí CH không đổi, chi phí quảng cáo tăng 1 triệu /năm \Rightarrow doanh số bán hàng tăng từ 1,702 đến 3,418 triệu/năm

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 168

1.7. Kiểm định HSHQ

- Bước 1:** $H_0: \beta_j = 0$
- Bước 2:** $t_0 = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad j=1;2;3$ * Ví dụ C.4
- Bước 3:** $t_0 = \frac{4,64951}{0,469148} = 9,911$
- Bước 4:** $t_{\alpha/2; (n-3)} = 2,262$

* $|t_0| > t_{\alpha/2; (n-3)} \Rightarrow$ bác bỏ H_0
 $\Rightarrow \beta_j \neq 0$
 $\Rightarrow X_j$ thực sự có ảnh hưởng đến Y_i

* $|t_0| \leq t_{\alpha/2; (n-3)} \Rightarrow$ chấp nhận H_0
 $\Rightarrow \beta_j = 0$
 $\Rightarrow X_j$ không có ảnh hưởng đến Y_i

ảnh hưởng đến doanh số bán hàng

chi phí quảng cáo thực sự có ảnh hưởng đến doanh số bán hàng

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 169

1.8. Kiểm định giả thiết đồng thời

Các bước

- * $H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0 \approx H_0: R^2 = 0$
- * $H_1: \beta_2 \neq 0$ hoặc $\beta_3 \neq 0 (R^2 > 0)$
- * $F_0 = \frac{R^2(n-3)}{2(1-R^2)}$ * Ví dụ C.4.1
- * $F_0 = \frac{0,9677(12-3)}{2(1-0,9677)} = 134,79$
- * $F_{\alpha(2;n-3)} = 8,02$ (với $R^2 = 0,9677$)
- * $F_0 > F_{\alpha(2;n-3)} \Rightarrow$ bác bỏ H_0
- * $F_0 > F_{0,01} \Rightarrow$ bác bỏ H_0

\Rightarrow các tham số $\beta_j (j=2;3)$ không đồng thời bằng 0 $\Rightarrow X_2$ hoặc X_3 thực sự có ảnh hưởng lên Y

* $F_0 \leq F_{\alpha(2;n-3)} \Rightarrow$ chấp nhận $H_0 \Rightarrow$ các biến $X_j (k=2;3)$ không có ảnh hưởng lên Y

quảng cáo (X_3) đều có ảnh hưởng lên doanh số bán

mo hình không phù hợp

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 170

II. 1. Hồi qui tuyến tính k biến

* $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i$

* **Con quan sát:**

$Y_1 = \beta_1 + \beta_2 X_{21} + \beta_3 X_{31} + \dots + \beta_k X_{k1} + U_1$

$Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_{22} + \beta_3 X_{32} + \dots + \beta_k X_{k2} + U_2$

.....

$Y_n = \beta_1 + \beta_2 X_{2n} + \beta_3 X_{3n} + \dots + \beta_k X_{kn} + U_n$

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad U = \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \dots \\ U_n \end{bmatrix}$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & X_{32} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} & \dots & X_{kn} \end{bmatrix}$$

$$Y = \beta \cdot X + U$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 171

2.2 Ước lượng các tham số hồi qui

• Ta có:

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

$$\text{Với } X^T X = \begin{bmatrix} n & \sum X_{2i} & \sum X_{3i} & \dots & \sum X_{ki} \\ \sum X_{2i} & \sum X_{2i}^2 & \sum X_{2i} X_{3i} & \dots & \sum X_{2i} X_{ki} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum X_{ki} & \sum X_{ki} X_{2i} & \sum X_{ki} X_{3i} & \dots & \sum X_{ki}^2 \end{bmatrix}$$

X^T : ma trận X chuyển vị

$(X^T X)^{-1}$: ma trận nghịch đảo của $X^T X$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

172

Ví dụ C.4.2: ước lượng hàm HQ 3 biến

Y_i	20	18	19	18	17	17	16	15	13	12
X_{2i}	8	7	8	8	6	6	5	5	4	3
X_{3i}	2	3	4	4	5	5	6	7	8	8

Ta có $\sum Y_i = 165$; $\sum X_{2i} = 60$; $\sum X_{3i} = 52$; $\sum Y_i^2 = 2781$; $\sum X_{2i}^2 = 308$; $\sum X_{3i}^2 = 282$; $\sum Y_i X_{2i} = 1029$; $\sum Y_i X_{3i} = 813$

$$[X^T X]^{-1} = \begin{bmatrix} 10 & 60 & 52 \\ 60 & 388 & 282 \\ 52 & 282 & 308 \end{bmatrix}^{-1} = \frac{1}{1528} \begin{bmatrix} 39980 & -3816 & -3256 \\ -3816 & 376 & 300 \\ -3256 & 300 & 280 \end{bmatrix}$$

$$\beta = \frac{1}{1528} \begin{bmatrix} 39980 & -3816 & -3256 \\ -3816 & 376 & 300 \\ -3256 & 300 & 280 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 165 \\ 1029 \\ 813 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 29908/1528 \\ 1164/1528 \\ -900/1528 \end{bmatrix}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

173

$$\text{Dự: } \beta = \begin{bmatrix} 14,99215 \\ 0,76178 \\ -0,58901 \end{bmatrix} \Rightarrow Y_i = 14,99215 + 0,76178X_{2i} - 0,58901X_{3i}$$

2.3 Hệ số xác định hồi qui bội

• Hệ số xác định hồi qui bội có thể được tính bằng 1 trong 2 công thức:

$$1/R^2 = \frac{ESS}{TSS}$$

$$\text{Trong đó: } TSS = Y^T Y - n(\bar{Y})^2 \quad ESS = \hat{\beta}^T X^T Y - n(\bar{Y})^2$$

$$2/R^2 = \frac{\hat{\beta}_2 \sum y_i x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum y_i x_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k \sum y_i x_{ki}}{\sum y_i^2}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

174

2.4. Ma trận tương quan

- Xét mô hình HQ bội $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i$
- R_{tj} là hệ số tương quan giữa biến thứ t và biến thứ j. Nếu t=j $\rightarrow R_{tj}$ là hệ số tương quan giữa biến Y và biến X_j

$$R_{1j} = \frac{\sum y_i x_{ij}}{\sqrt{\sum y_i^2 \sum x_{ij}^2}} ; R_{jj} = \frac{\sum x_{ij} x_{ij}}{\sqrt{\sum x_{ij}^2 \sum x_{ij}^2}}$$

Trong đó: $x_{ji} = X_{ji} - \bar{X}_j$; $R_{jj} = R_{jj}$; $R_{jj} = 1$

Ma trận tương quan có dạng :

$$R = \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} & \dots & R_{1k} \\ R_{21} & R_{22} & \dots & R_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{k1} & R_{k2} & \dots & R_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & R_{12} & \dots & R_{1k} \\ R_{21} & 1 & \dots & R_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{k1} & R_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

175

2.5 Ma trận hiệp phương sai

- Tính Var (β_j) và Cov (β_j, β_i) vì chúng có liên quan đến nhiều suy luận thống kê, ma trận hiệp phương sai của β .

$$Cov(\beta) = \begin{bmatrix} Var(\beta_1) & Cov(\beta_1, \beta_2) & \dots & Cov(\beta_1, \beta_k) \\ Cov(\beta_2, \beta_1) & Var(\beta_2) & \dots & Cov(\beta_2, \beta_k) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Cov(\beta_k, \beta_1) & Cov(\beta_k, \beta_2) & \dots & Var(\beta_k) \end{bmatrix}$$

$$Cov(\beta) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$$

Trong đó $(X^T X)^{-1}$: ma trận nghịch đảo của $(X^T X)$

σ^2 thay bằng ước lượng không chệch của nó là :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k} = \frac{\sum e_i^2}{n-k}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

176

Ví dụ C.4.2: tính ma trận hiệp phương sai

- Đã tính được $(X^T X)^{-1}$; ta tính $\hat{\sigma}^2$:
 $TSS = Y^T Y - n(\bar{Y})^2 = \sum Y_i^2 - n(\bar{Y})^2 = 2781 - 10(16,5)^2 = 58,5$

$$ESS = \hat{\beta}^T (X^T Y) - n(\bar{Y})^2 = (14,99215 \quad 0,76178 \quad -0,58901) \begin{bmatrix} 165 \\ 1029 \\ 813 \end{bmatrix} - 10(16,5)^2 = 56,211$$

$$\Rightarrow RSS = 58,5 - 56,211 = 2,289$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-3} = \frac{2,289}{7} = 0,327$$

$$Cov(\hat{\beta}) = \frac{0,327}{1528} \begin{bmatrix} 39980 & -3816 & -3256 \\ -3816 & 376 & 300 \\ -3256 & 300 & 280 \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow Cov(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} 8,55593 & -0,81664 & -0,6968 \\ -0,81664 & 0,080466 & 0,0642 \\ -0,6968 & 0,0642 & 0,05992 \end{bmatrix}$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

177

2.6. Kiểm định giả thiết $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ ($R^2 = 0$) H_1 : không phải tất cả HSHQ riêng đồng thời bằng 0

* Bước 1: $F_0 = \frac{R^2(n-k)}{(1-R^2)(k-1)}$

* Bước 2: Tra bảng phân phối Fisher, bậc tự do $n_1 = (k-1)$ và $n_2 = (n-k)$

$\Rightarrow F_{\alpha; (k-1), (n-k)}$ Trong đó: n - số quan sát; k - số biến trong mô hình, kể cả biến phụ thuộc

$F_{\alpha; (k-1), (n-k)}$ thỏa mãn điều kiện: $P[F_0 > F_{\alpha; (k-1), (n-k)}] = \alpha$

* Bước 3: Nếu $F > F_{\alpha; (k-1), (n-k)} \Rightarrow$ bác bỏ H_0

\Rightarrow các HSHQ không đồng thời bằng 0

- Nếu $F_0 < F_{\alpha; (k-1), (n-k)} \Rightarrow$ không bác bỏ $H_0 \Rightarrow$ các HSHQ đồng thời bằng 0

Nghĩa là R^2 khác 0 không có ý nghĩa

178

2.7. Dự báo giá trị trung bình & giá trị cá biệt của Y

• Cho $X^0 = \begin{bmatrix} 1 \\ X_2^0 \\ X_3^0 \\ \dots \\ X_k^0 \end{bmatrix} \Rightarrow$ dự báo $E(Y / X^0) = \beta_1 + \beta_2 X_2^0 + \dots + \beta_k X_k^0$

* Dự báo điểm (ước lượng điểm) của Y khi $X = X^0 \Rightarrow \hat{Y}_0 = X^{0T} \hat{\beta}$

$\Rightarrow Var(\hat{Y}_0) = X^{0T} Cov(\hat{\beta}) X^0 = \sigma^2 X^{0T} (X^T X)^{-1} X^0$ vì $Cov(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$

Thay σ^2 bằng $\hat{\sigma}^2 \Rightarrow Var(\hat{Y}_0) = \hat{\sigma}^2 X^{0T} (X^T X)^{-1} X^0$

Vậy với độ tin cậy $(1-\alpha)$, dự báo khoảng của $E(Y / X^0)$:

$[\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2; (n-k)} SE(\hat{Y}_0); \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2; (n-k)} SE(\hat{Y}_0)]$

* Dự báo giá trị cá biệt \Rightarrow tìm khoảng tin cậy cho $Y_0 = \hat{Y}_0 \pm t_{\alpha/2; (n-k)} SE(Y_0 - \hat{Y}_0)$

Trong đó: $Var(Y_0 - \hat{Y}_0) = Var(\hat{Y}_0) + \hat{\sigma}^2$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

179

III.1. Hàm sản xuất Cobb-Douglas

• Hàm Cobb-Douglas dùng khảo sát sản xuất

* Hàm Cobb - Douglas dạng ngẫu nhiên: $Y = \beta_1 X_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3} e^{U_i}$

Trong đó: Y - Sản lượng; X_2 - lương lao động; X_3 - lương vốn;

U_i - sai số ngẫu nhiên

* Lấy ln 2 vế: $\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + U_i$

* Tổng quát: $\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + \dots + \beta_k \ln X_{ki} + U_i$

* β_2 - đo co đàn riêng của sản lượng đối với lao động (sản lượng tăng hay giảm bao nhiêu % khi lương lao động tăng hay giảm 1%, các yếu tố khác không đổi)

* β_3 - đo co đàn riêng của sản lượng đối với vốn khi lương lao động không đổi

* Tổng $(\beta_2 + \beta_3) \Rightarrow$ danh giá việc tăng giá trị của sản xuất

$+ (\beta_2 + \beta_3) = 1 \Rightarrow$ tăng giá trị của sản xuất không hiệu quả

$+ (\beta_2 + \beta_3) < 1 \Rightarrow$ tăng giá trị của sản xuất kém hiệu quả

$+ (\beta_2 + \beta_3) > 1 \Rightarrow$ tăng giá trị của sản xuất có hiệu quả



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

180

3.2 Ví dụ C.4.3: Nông nghiệp Đài Loan 1958 - 1972

Y - Tổng sản lượng (tr. Đôla Đ.Loan); X_2 - ngày lao động (tr. ngày); X_3 - Lương vốn (tr. Đôla Đ.Loan). Hồi qui lnY theo ln X_2 và ln X_3

Y	16606.7	17511.3	20171.2	20932.9	20406.0	20831.6	24806.3	26463.8
X_2	275.5	274.4	269.7	267.0	267.8	275.0	283.0	300.7
X_3	17803.7	18096.8	18271.8	19167.3	19647.6	20803.5	22076.6	23445.2
Y	27403.0	28628.7	29904.5	27508.2	29305.5	29821.5	31535.8	
X_2	307.5	303.7	304.7	298.6	295.5	299.0	288.1	
X_3	24939.0	26713.7	29957.8	31585.9	33474.5	34821.8	41794.3	

- $\ln Y_i = -3,33863 + 1,4988 \ln X_{2i} + 0,4899 \ln X_{3i}$, $R^2 = 0,889$; $F = 48,07$
- Đài Loan giai đoạn 1958 - 1972, tăng 1% lượng lao động, trung bình tăng 1,5% sản lượng, giữ lượng vốn không đổi
- Vốn tăng 1%, sản lượng trung bình tăng 0,5%, lượng lao động không đổi
- Tổng $(\beta_2 + \beta_3) = 1,9887 \rightarrow$ tăng qui mô: có hiệu quả

Gv Huỳnh Đạt Hùng 181
Bài giảng Kinh tế lượng

3.3 Các mô hình HQ đa thức

- Dạng tổng quát: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \dots + \beta_k X_i^k$
- Biến giải thích \rightarrow lý thừa khác nhau, bậc của đa thức thường ≤ 4 (nếu không, kết quả toán học rất tốt mà không có ý nghĩa kinh tế)
- Thường gặp là hàm bậc 2 (parabol) và hàm bậc 3 (đường cong dạng chữ S)
- X và Y không có quan hệ tuyến tính nhưng **tuyến tính theo tham số** \rightarrow ước lượng bằng phương pháp OLS
- Áp dụng: chi phí biên tế ngắn hạn (Y) và mức sản lượng (X) của một loại hàng hoá; hàm số nghịch dạng $Y_i = \beta_0 + \beta_1 (1/X_i)$; hàm chi phí tổng quát

Gv Huỳnh Đạt Hùng 182
Bài giảng Kinh tế lượng

3.4. Ví dụ C4.4. Ước lượng hàm tổng chi phí.

Sau đây là sản lượng và tổng chi phí 1 loại sản phẩm

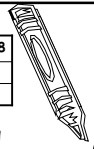
SL (Y)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
TCP (X)	193	226	240	244	257	260	274	297	350	420

- Biểu đồ phân tán cho ta đường cong (bậc 3) biểu thị quan hệ giữa chi phí và sản lượng \rightarrow hàm hồi qui bậc 3:
 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + U_i$
- Kết quả hồi qui:
 $Y_i = 141,7667 + 63,4776 X_i - 2,96154 X_i^2 + 0,6393 X_i^3 + U_i$
 $R^2 = 0,9983$

Gv Huỳnh Đạt Hùng 183
Bài giảng Kinh tế lượng

Bài tập1

Y_i	138	143	158	137	160	127	105	162	101	175	126	148
X_{2i}	16	21	22	13	23	15	18	22	14	24	17	23
X_{3i}	12	14	15	13	15	11	9	16	9	17	11	14



Bảng số liệu trên cho thấy doanh thu (Y_i), chi phí quảng cáo (X_{2i}) và tiền lương bộ phận bán hàng (X_{3i}) của 12 công ty, đơn vị đều là tr đ.

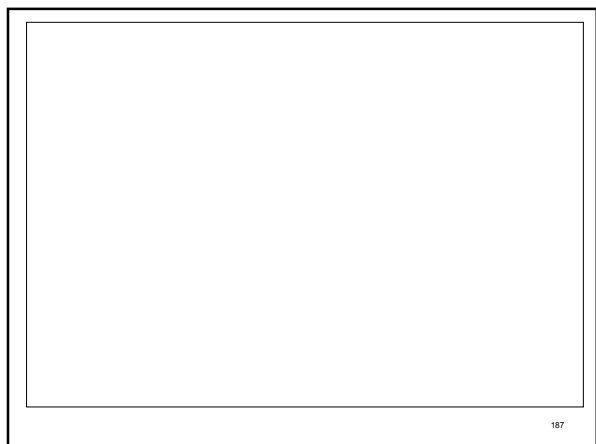
1. Xác định các hàm hồi qui tuyến tính và tính hệ số xác định điều chỉnh: * Y/X_{2i} , * Y/X_{3i}
2. Xác định hàm hồi qui $Y/X_{2i}, X_{3i}$ và tính hệ số xác định điều chỉnh. Ý nghĩa kinh tế của các HSHQ
3. Dựa vào hàm 3 biến để kiểm định:
* $H_0: \beta_2 = 0; H_1: \beta_2 \neq 0$
* $H_0: \beta_3 = 0; H_1: \beta_3 \neq 0$. Suy ra, để dự báo doanh thu, nên chọn hàm nào?
4. Dự báo với $X_3 = 15$ tr đ/tháng, hệ số tin cậy 95%.

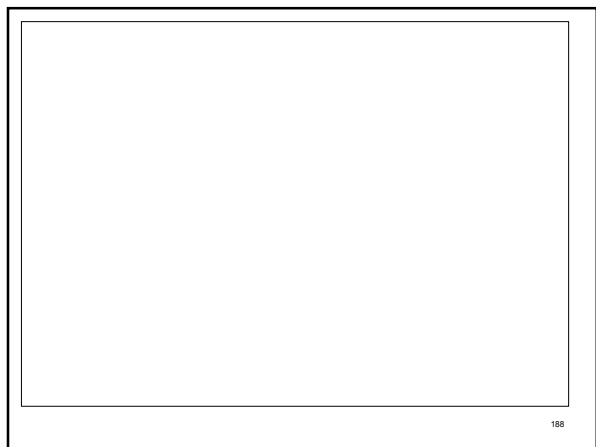


185

186

so bán hàng sẽ tăng (giảm) trung bình 8.4842 triệu đồng/tháng











190

Bài tập 2

Y	11	10	9	11	10	10	9	7	8	8	6	8	9	12	7
X_{2i}	8	5	9	4	7	8	6	7	8	10	9	5	5	4	10
X_{3i}	12	10	14	16	12	14	12	10	11	13	8	10	10	16	12

Số liệu trên cho thấy thu nhập (Y_i - nghìn USD/người/năm), tỷ lệ lao động thủ công (X_{2i} - %) và số năm trung bình kinh nghiệm (X_{3i} - năm).

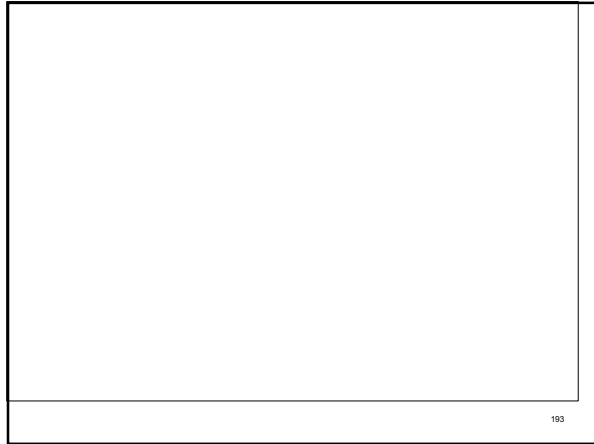
1. Tìm hàm HQ: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i}$. Ý nghĩa kinh tế β_2 và β_3 .
2. Kiểm định các giả thiết: $H_0: \beta_2 = 0$ và $H_0: \beta_3 = 0$ với mức ý nghĩa 5%.
3. Phải chăng cả hai yếu tố *Tỷ lệ lao động thủ công* và *Số năm kinh nghiệm* đều không ảnh hưởng đến thu nhập? Cho biết độ tin cậy 95%.

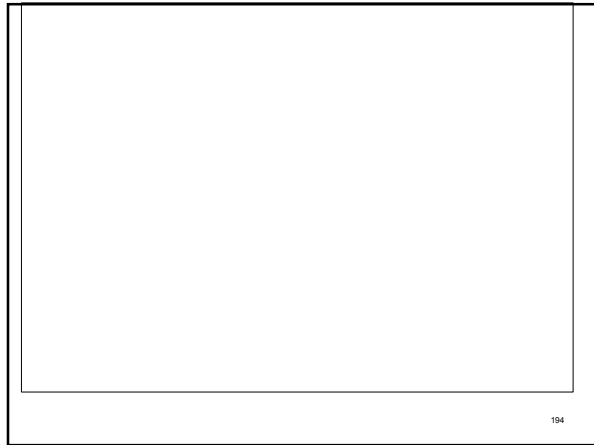
 

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 191



192







Bài tập 3

Q	65344	72399	78300	74594	66925	67594	73463	83034	93953
L	2033.4	2151.2	2092.4	2134.8	2250.3	2232.7	2273.2	2365.1	2460.2
K	23.88	25.79	28.32	31.31	33.74	35.99	38.14	40.67	43.23

Q	103258	109632	130551	137819	133311	139350	145621
L	2571.8	2587	2844.7	2945	2531.4	2251	2115
K	45.36	46.80	47.70	49.20	51.60	52.99	55.60

Trên đây là số liệu công nghiệp VN từ 1976 – 1991.
 Q – sản lượng, L – chi phí lao động, K – Vốn.
 1. Dùng hàm SX Cobb – Douglas: $Q = \gamma L^\alpha K^\beta$
 Hãy ước lượng và nêu ý nghĩa kinh tế các tham số α, β ?
 2. Ước lượng hàm HQ: $\ln(Q/L) = \beta_0 + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln(K/L) + U_i$
 3. Kiểm định giả thiết $H_0: \beta_0 = 0$ với mức ý nghĩa 2%
 4. Tính R^2 , phân tích kết quả?

196

Chương V
HỒI QUI VỚI
BIẾN GIÁ

Gv Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM

197

Nội Dung

1. Bản chất của biên giá
2. Hồi qui với 1 biên định lượng & 1 biên định tính
3. Hồi qui với 1 biên định lượng và 2 biên định tính
4. Kiểm định tính ổn định cấu trúc các mô hình HQ – Kiểm định CHOW

198

Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng

I. Bản chất biến giả

1/ Biến định lượng → giá trị quan sát thể hiện bằng số
VD: thu nhập, giá cả, lãi suất, ...

2/ Biến định tính → có hay không có 1 tính chất hoặc các mức độ một tiêu thức → hồi quy: biến giả.
VD: giới tính, dân tộc, tôn giáo, khu vực bán hàng, ...

3/ Lượng hoá biến định tính → biến giả (Dummy variables)

VD C5.1: Năng suất của 2 công nghệ sản xuất (công nghệ A và B)

Z _i	0	1	1	0	0	1	0	1	1	0
Y _i	28	32	35	27	25	37	29	34	33	30

Y_i – Năng suất (tấn SP/ngày)
Z_i = 1 → Công nghệ A ; Z_i = 0 → công nghệ B

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 199

(1). Mô hình hồi quy: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X$

Hàm HQ: $Y_i = 27,8 + 6,4Z_i$, $R^2 = 0,7758$

- Công nghệ A ($Z_i = 1$) → $Y_i = 27,8 + 6,4 = 34,2$
- Công nghệ B ($Z = 0$) → $Y_i = 27,8$

(2). Nếu mã hóa ngược lại:

Z = 1 (Công nghệ B) ; Z = 0 (Công nghệ A) ?

→ $Y_i = 34,2 - 6,4Z_i$ → (A: Z = 0): Y = 34,2
(B: Z = 1): Y = 27,8

Kết luận:
Không khác nhau

Gv Huỳnh Đạt Hùng 200

II.1. Hồi quy với 1 biến định lượng, 1 biến định tính
Biến định tính có 2 phạm trù (thuộc tính, tính chất)

VD: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i + U_i$
Với: Y_i : tiền lương công nhân ngành cơ khí (ngàn đ/tháng)
X_i: Bậc thợ
D_i = 1: khu vực tư nhân
D_i = 0: khu vực quốc doanh

- $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ → lương công nhân cơ khí quốc doanh
- $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 + U_i = (\beta_1 + \beta_3) + \beta_2 X_i + U_i$
→ lương công nhân cơ khí tư nhân

* β_3 : mức chênh lệch tiền lương công nhân cùng bậc thợ làm việc ở 2 khu vực
* β_2 : tốc độ tăng lương theo bậc thợ

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 201

Trường hợp 1: tung độ góc khác nhau (lương khởi điểm khác nhau); hệ số góc bằng nhau (tốc độ tăng lương như nhau)

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i + U_i$

a/ $D_i = 1 \rightarrow$ khu vực tư nhân
 $\rightarrow Y_1 = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 + U_i$
 Hay: $Y_1 = (\beta_1 + \beta_3) + \beta_2 X_i + U_i$

b/ $D_i = 0 \rightarrow$ khu vực quốc doanh
 $\rightarrow Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

c/ $(\beta_1 + \beta_3) > \beta_1 \rightarrow$ lương khởi điểm tư nhân > quốc doanh

$(\beta_1; \beta_2; \beta_3 > 0)$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lương 202

Trường hợp 2: tung độ góc bằng nhau (lương khởi điểm như nhau); hệ số góc khác nhau (tốc độ tăng lương khác nhau)

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i D_i + U_i$

Biến XD: biến tương tác, biểu thị ảnh hưởng đồng thời cả bậc thợ lẫn khu vực đối với tiền lương.

* Tiền lương trung bình công nhân cơ khí **quốc doanh:**
 $E(Y/X_i; D_i = 0): Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

* Tiền lương trung bình công nhân cơ khí **tư nhân:**
 $E(Y/X_i; D_i = 1): Y_1 = \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) X_i + U_i$

* Nếu giả thiết $H_0: \beta_3 = 0$ bị bác bỏ \rightarrow tốc độ tăng lương 2 khu vực khác nhau, minh họa qua biểu đồ bên.

$(\beta_1; \beta_2; \beta_3 > 0)$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lương 203

Trường hợp 3: tung độ góc khác nhau (lương khởi điểm khác nhau); hệ số góc khác nhau (tốc độ tăng lương khác nhau)

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i + \beta_4 X_i D_i + U_i$

a/ Tiền lương trung bình công nhân cơ khí **quốc doanh:**
 $E(Y/X_i; D_i = 0): Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

b/ Tiền lương trung bình công nhân cơ khí **tư nhân:** $E(Y/X_i; D_i = 1): Y_1 = (\beta_1 + \beta_3) + (\beta_2 + \beta_4) X_i + U_i$

• Giả thiết $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0 \rightarrow$ lương 2 khu vực như nhau

• Có ít nhất 1 trong 2 hệ số khác 0 và có ý nghĩa \rightarrow lương 2 khu vực khác nhau

• Chỉ β_4 khác 0, có ý nghĩa \rightarrow tốc độ tăng lương khác nhau

• Chỉ β_3 khác 0, có ý nghĩa \rightarrow tốc độ tăng lương như nhau, lương khởi điểm khác nhau

$(\beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4 > 0)$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lương 204

II.2. Hồi qui với 1 biến định lượng, 1 biến định tính. Biến định tính có nhiều hơn 2 phạm trù

- **Ví dụ C5.2:** Thu nhập bác sỹ theo thâm niên (biến định lượng) và nơi công tác (biến định tính) gồm thành phố, đồng bằng và miền núi → 3 phạm trù.
- Dùng mô hình: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 D_{1i} + \beta_4 D_{2i} + U_i$
 Với: Y_i : thu nhập (tr đ/năm)
 X_i : thâm niên (năm)
 $D_{1i} = 1$ → công tác ở thành phố
 $D_{1i} = 0$ → công tác nơi khác
 $D_{2i} = 1$ → công tác vùng đồng bằng
 $D_{2i} = 0$ → nơi khác
- **Miền núi:** $E(Y/X_i; D_{1i} = 0, D_{2i} = 0): Y_1 = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$
- **Đồng bằng:** $E(Y/X_i; D_{1i} = 0; D_{2i} = 1): Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_4 + U_i$
- **Thành phố:** $E(Y/X_i; D_{1i} = 1; D_{2i} = 0): Y_3 = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 + U_i$

III. Hồi qui với 1 biến định lượng 2 biến định tính

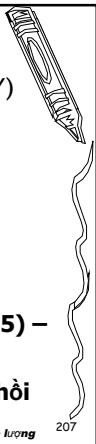
- n : số biên giá; k : số biến định tính; $n = \sum_{i=1}^k (n_i - 1)$
 n_i : số phạm trù của biến định tính thứ i .
- Thí dụ C.5.3:** Thu nhập bác sỹ theo thâm niên (biến định lượng), nơi công tác (biến định tính) gồm thành phố, đồng bằng và miền núi → 3 phạm trù và thêm chuyên môn (biến định tính) gồm BS Tây y, Đông y và Xét nghiệm.
- Dùng mô hình: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 D_{1i} + \beta_4 D_{2i} + \beta_5 D_{3i} + \beta_6 D_{4i} + U_i$
 Với: Y_i : thu nhập (tr đ/năm)
 X_i : thâm niên (năm)
 $D_{1i} = 1$ → công tác ở thành phố
 $D_{1i} = 0$ → nơi khác
 $D_{2i} = 1$ → vùng đồng bằng
 $D_{2i} = 0$ → nơi khác
 $D_{3i} = 1$ → BS Tây y
 $D_{3i} = 0$ → chuyên môn khác
 $D_{4i} = 1$ → BS Đông y
 $D_{4i} = 0$ → chuyên môn khác
- Ví dụ:** $E(Y/X_i; D_{1i}=0; D_{2i}=0; D_{3i}=1; D_{4i}=0): Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 + \beta_5 + U_i$
 Bác sỹ thâm niên X_i , công tác thành phố, chuyên môn Tây y

$Y = b_1 + b_2 X + b_3 + b_5$
 $= (b_1 + b_3 + b_5) + b_2 X$ (TP & Tây Y)

$Y = b_1 + b_2 X + b_4 + b_6$
 $= (b_1 + b_4 + b_6) + b_2 X$
 (Đồng bằng & Đông Y)


→ **Chênh lệch về thu nhập:**
 $(b_1 + b_3 + b_5) - (b_1 + b_4 + b_6) = (b_3 + b_5) - (b_4 + b_6)$

Cần kết hợp với dấu của các tham số hồi qui




Hàm 3 biến Y / X, Z

- Bước 1: Nhập X, Y → Tính các đại lượng cần thiết
- Bước 2: Nhập Z, Y “
- Bước 3: Nhập X, Z “
- Bước 4: tính các hệ số hồi quy




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 211



(Dựa vào hàm 2 biến)

212



213

Bài tập 2

- Giới tính có ảnh hưởng mức lương?
- Ước lượng hàm hồi quy theo 3 biến trên
- Dự báo lương khởi điểm một giáo viên nữ có 9 năm kinh nghiệm, độ tin cậy 98%.

Lương k. Điểm (Y)	Thâm niên (X)	Giới tính (Z)	Lương k. Điểm (Y)	Thâm niên (X)	Giới tính (Z)
23,0	1	1	23,1	4	0
19,5	1	0	25,0	5	0
24,0	2	1	28,0	5	1
21,0	2	0	29,5	6	1
25,0	3	1	26,0	6	0
22,0	3	0	27,5	7	0
26,5	4	1	31,5	7	1
			29,0	8	0

Lương – ngàn USD năm; giới tính: nam = 1, nữ = 0; thâm niên – số năm công tác

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 214

Chương VI
Đa Cộng Tuyến

Gv Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM

215

Nội dung

- Bản chất của hiện tượng đa cộng tuyến
- Hậu quả
- Cách phát hiện đa cộng tuyến
- Cách khắc phục

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 216


I. Bản chất của đa cộng tuyến

Đa cộng tuyến là tồn tại mỗi quan hệ tuyến tính giữa một số hoặc tất cả các biến độc lập trong mô hình.

Xét hàm hồi qui k biến:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i$$

-Nếu tồn tại các số $\lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_k$ không đồng thời bằng 0 sao cho:



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 217


(1). Đa cộng tuyến hoàn hảo

$$\lambda_2 X_{2i} + \lambda_3 X_{3i} + \dots + \lambda_k X_{ki} + a = 0$$

$$X_{2i} = -\frac{\lambda_3 X_{3i}}{\lambda_2} - \frac{\lambda_4 X_{4i}}{\lambda_2} - \dots - \frac{\lambda_k X_{ki}}{\lambda_2}$$

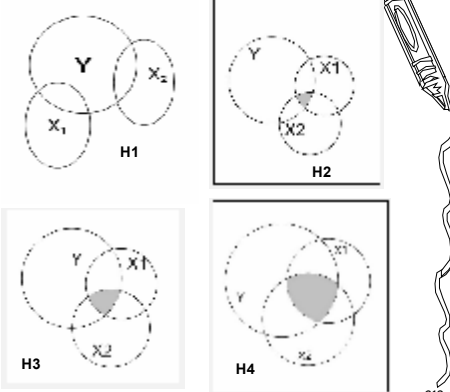

(2). Đa cộng tuyến không hoàn hảo

$$\lambda_2 X_{2i} + \lambda_3 X_{3i} + \dots + \lambda_k X_{ki} + V_i = 0 \quad (V_i: \text{sai số ngẫu nhiên})$$

$$X_{2i} = -\frac{\lambda_3 X_{3i}}{\lambda_2} - \frac{\lambda_4 X_{4i}}{\lambda_2} - \dots - \frac{\lambda_k X_{ki}}{\lambda_2} - V_i$$


Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 218

1. Không ĐCT
2. ĐCT ít
3. ĐCT vừa
4. ĐCT mạnh

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 219

Ví dụ : $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + U_i$

X_2	10	15	18	24	30
X_3 ($X_3=5X_2$)	50	75	90	120	150
X_4 ($X_4=5X_2+V_i$)	52	75	97	129	152
	50+2	75+0	90+7	120+9	150+2

Ta có :

- * $X_{3i} = 5X_{2i} \rightarrow$ có hiện tượng **cộng tuyến hoàn hảo** giữa X_2 và X_3 và $r_{23} = 1$
- * $X_{4i} = 5X_{2i} + V_i \rightarrow$ có hiện tượng **cộng tuyến không hoàn hảo** giữa X_2 và X_3 , có thể tính được $r_{24} = 0.9959$.

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 220

II. Ước lượng trong trường hợp đa cộng tuyến

1. Trường hợp có đa cộng tuyến hoàn hảo

Xét mô hình : $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + U_i$ (1)

Giả sử : $X_{3i} = \lambda X_{2i} \rightarrow x_{3i} = \lambda x_{2i}$. Theo OLS:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_{2i} y_i \sum x_{3i}^2 - \sum x_{2i} x_{3i} \sum x_{3i} y_i}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{\sum x_{3i} y_i \sum x_{2i}^2 - \sum x_{2i} x_{3i} \sum x_{2i} y_i}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 221

Thay $x_{3i} = \lambda x_{2i}$ vào công thức :

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_{2i} y_i (\lambda^2 \sum x_{2i}^2) - (\lambda \sum x_{2i}^2) (\lambda \sum x_{2i} y_i)}{\sum x_{2i}^2 (\lambda^2 \sum x_{2i}^2) - \lambda^2 (\sum x_{2i}^2)^2} = \frac{0}{0}$$

Tương tự $\hat{\beta}_3 = \frac{0}{0}$

Tuy nhiên nếu thay $X_{3i} = \lambda X_{2i}$ vào hàm hồi qui (1), ta được :

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 \lambda X_{2i} + U_i$$

Hay $Y_i = \beta_1 + (\beta_2 + \lambda \beta_3) X_{2i} + U_i$ (2)


Ước lượng (2), ta có :

$$\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_2 + \lambda \hat{\beta}_3$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 222

Tóm lại, khi có đa cộng tuyến hoàn hảo thì không thể ước lượng được các hệ số trong mô hình mà chỉ có thể ước lượng được một tổ hợp tuyến tính của các hệ số đó.

2. Trường hợp có đa cộng tuyến không hoàn hảo
Thực hiện tương tự như trong trường hợp có đa cộng tuyến hoàn hảo nhưng với $X_{3i} = \lambda X_{2i} + V_i \rightarrow$ Vẫn có thể ước lượng được các hệ số trong mô hình.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 223


III. Hậu quả của đa cộng tuyến

1. Phương sai và hiệp phương sai của các ước lượng OLS lớn. $Var(\hat{\beta}_j) \gg$ $Voi : j = 1, 2, 3 \dots$
2. Khoảng tin cậy của các tham số rộng
3. Tỷ số t nhỏ nên tăng khả năng các hệ số ước lượng không có ý nghĩa
4. R^2 cao nhưng t nhỏ.
5. Dấu của các ước lượng có thể sai.
6. Các ước lượng OLS và sai số chuẩn của chúng trở nên rất nhạy với những thay đổi nhỏ trong dữ liệu.
7. Thêm vào hay bớt đi các biến cộng tuyến với các biến khác, mô hình sẽ thay đổi về dấu hoặc độ lớn của các ước lượng.

224


IV. Phát hiện đa cộng tuyến

1. Hệ số R^2 lớn nhưng tỷ số t nhỏ.
2. Hệ số tương quan cặp giữa các biến giải thích (độc lập) cao.
Ví dụ : $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + U_i$
Nếu r_{23} hoặc r_{24} hoặc r_{34} cao \rightarrow có ĐCT.
Điều ngược lại không đúng, nếu các r nhỏ thì chưa biết có ĐCT hay không.
3. Sử dụng mô hình hồi qui phụ.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 225

Xét : $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + U_i$
Cách sử dụng mô hình hồi qui phụ như sau
 Hồi qui mỗi biến độc lập theo các biến độc lập còn lại.
 Tính R^2 cho mỗi hồi qui phụ:
 Hồi qui $X_{2i} = \alpha_1 + \alpha_2 X_{3i} + \alpha_3 X_{4i} + u_{2i} \rightarrow R_2^2$
 Hồi qui $X_{3i} = \lambda_1 + \lambda_2 X_{2i} + \lambda_3 X_{4i} + u_{3i} \rightarrow R_3^2$
 Hồi qui $X_{4i} = \gamma_1 + \gamma_2 X_{2i} + \gamma_3 X_{3i} + u_{4i} \rightarrow R_4^2$
 - Kiểm định các giả thiết $R_j^2 = 0 \quad \forall j = 2 \dots 4$
 Nếu chấp nhận các giả thiết trên thì không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 226

4. Sử dụng nhân tử phóng đại phương sai

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

* Trong đó R_j^2 là hệ số xác định của mô hình hồi qui phụ X_j theo các biến độc lập khác.
 $R_j^2 \rightarrow 1 \Rightarrow VIF_j \rightarrow \infty$

* $VIF_j > 10 \Leftrightarrow R_j^2 > 0,9$ thì X_j có đa cộng tuyến cao với các biến khác.
 * Với mô hình 3 biến thì $VIF = \frac{1}{1 - r_{23}^2}$




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 227

V. Các biện pháp khắc phục
1. Sử dụng thông tin tiên nghiệm
 Hồi qui chỉ tiêu theo thu nhập (X_2) và sự giàu có (X_3)
 Thu nhập cao \rightarrow giàu có và ngược lại \rightarrow Cộng tuyến cao.
 Kinh nghiệm $\rightarrow \beta_2 = 10\beta_3 \rightarrow$ sử dụng hồi qui thay thế:

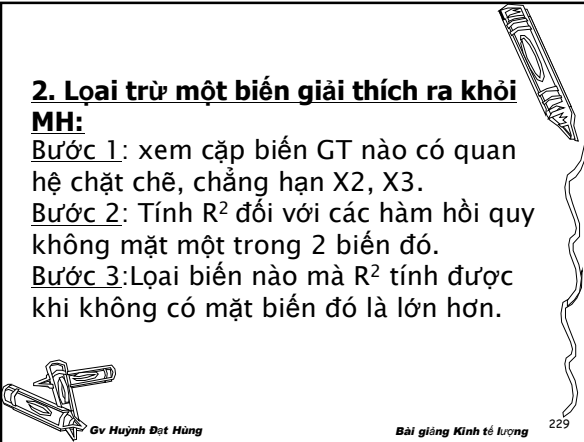
$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + U_i \\ &= \beta_1 + \beta_2 (X_{2i} + 0,1X_{3i}) + U_i \\ &= \beta_1 + \beta_2 X_j + U_i \\ X_j &= X_{2i} + 0,1X_{3i} \end{aligned}$$

Biết $\beta_2 \Rightarrow \beta_3$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 228

2. Loại trừ một biến giải thích ra khỏi MH:
Bước 1: xem cặp biến GT nào có quan hệ chặt chẽ, chẳng hạn X2, X3.
Bước 2: Tính R² đối với các hàm hồi quy không mất một trong 2 biến đó.
Bước 3: Loại biến nào mà R² tính được khi không có mặt biến đó là lớn hơn.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 229

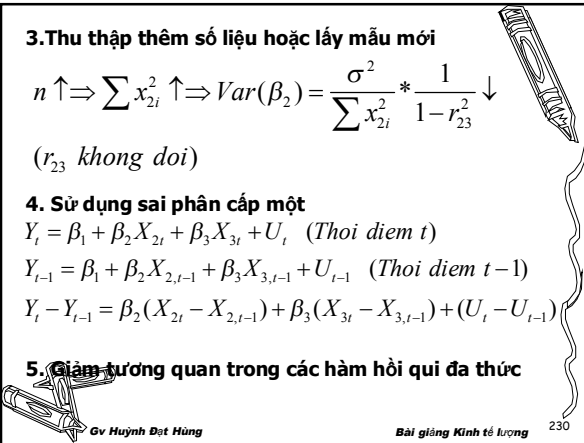
3. Thu thập thêm số liệu hoặc lấy mẫu mới

$$n \uparrow \Rightarrow \sum x_{2i}^2 \uparrow \Rightarrow Var(\beta_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2} * \frac{1}{1-r_{23}^2} \downarrow$$

(r₂₃ không đổi)

4. Sử dụng sai phân cấp một
 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + U_t$ (Thời điểm t)
 $Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{2,t-1} + \beta_3 X_{3,t-1} + U_{t-1}$ (Thời điểm t-1)
 $Y_t - Y_{t-1} = \beta_2 (X_{2t} - X_{2,t-1}) + \beta_3 (X_{3t} - X_{3,t-1}) + (U_t - U_{t-1})$

5. Giảm tương quan trong các hàm hồi quy đa thức



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 230

Ví dụ

Quan sát	CPLUONG (X ₂)	CP NVLIEU (X ₃)	LOINHUAN SAUTHUE (Y)
1	100.0000	500.0000	36.00000
2	115.0000	550.0000	41.90000
3	82.00000	400.0000	33.70000
4	128.0000	650.0000	38.44000
5	61.00000	300.0000	20.90000
6	133.0000	650.0000	47.00000
7	183.0000	900.0000	67.20000
8	149.0000	750.0000	56.70000
9	234.0000	1150.000	84.50000
10	172.0000	850.0000	60.30000

231

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED 6 DCT:Untitled

Dependent Variable: LOINHUAN...THUE
Method: Least Squares
Date: 2022/11 Time: 01:24
Sample: 1 11
Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.264224	0.089620	14.10909	0.0000
CHIPHILU...	0.985318	0.019000	51.86162	0.0000
CHIPHING...	0.981563	0.019077	51.49857	0.0000

Adjusted R-squared: 0.983477 Mean dependent var: 48.96407
 S.E. of regression: 0.000000 S.D. dependent var: 0.000000
 Sum of squares resid: 0.000000 Akaike info criterion: 0.000000
 Sum of squares total: 0.000000 Schwarz criterion: 0.000000
 F-statistic: 0.000000 Log likelihood: -141.8184
 Durbin-Watson stat: 2.000000 Total F-statistic: 0.000000

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 232

Group: GROUP01 Workfile: UNTITLED 6 DCT:Un

View Proc Object Print Name Freeze Sample Sheet Stats S

Correlation Matrix

	CHIPHILU...	CHIPHING...	LOINHUAN...
CHIPHILU...	1.000000	0.999134	0.985318
CHIPHING...	0.999134	1.000000	0.981563
LOINHUAN...	0.985318	0.981563	1.000000

233

Equation: EQ03 Workfile: UNTITLED 6 DCT:Untitled

Dependent Variable: LOINHUAN...THUE
Method: Least Squares
Date: 2022/11 Time: 01:24
Sample: 1 11
Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.264224	0.089620	14.10909	0.0000
CHIPHILU...	0.985318	0.019000	51.86162	0.0000
CHIPHING...	0.981563	0.019077	51.49857	0.0000

Adjusted R-squared: 0.983477 Mean dependent var: 48.96407
 S.E. of regression: 0.000000 S.D. dependent var: 0.000000
 Sum of squares resid: 0.000000 Akaike info criterion: 0.000000
 Sum of squares total: 0.000000 Schwarz criterion: 0.000000
 F-statistic: 0.000000 Log likelihood: -141.8184
 Durbin-Watson stat: 2.000000 Total F-statistic: 0.000000

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 234

Statistic	Value	DF	Mean Square	F	Significance F
Multiple R	0.954				
Adjusted R Square	0.923				
F	37.575	3	12.525	37.575	0.00001
Significance F	0.00001				
Regression	12.525	3	4.175	37.575	0.00001
Residual	0.923	6	0.154		
Total	13.448	9			

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 235

Bài tập

Có các biến: Y – DS bán (tr \$) ; X_2 – CP QC (tr \$) ;
 X_3 – CP CH (tr \$). Hồi quy mẫu với $n = 10$, ta được:
 $\hat{Y} = 2,567 + 8,789X_2 + 5,432X_3$ $R^2 = 0,923$
 $t = 4,12 \quad 1,234 \quad 2,001$
 $r_{X_2, X_3} = 0,954$

**Có ĐCT không? Hãy kiểm định với $\alpha = 5\%$
 Nếu có ĐCT, Hãy đề nghị cách khắc phục.**


236

Chương VII
Phương Sai Thay Đổi
 Gv Huỳnh Đạt Hùng
 Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM

237

Nội dung

- Bản chất của hiện tượng phương sai thay đổi
- Hậu quả
- Cách phát hiện phương sai thay đổi
- Cách khắc phục




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 238

I. Bản chất và nguyên nhân phương sai thay đổi

Bản chất : Phương sai có điều kiện của U_i không giống nhau ở mọi quan sát.
 $Var(U_i) = \sigma_i^2 \quad (i=1,2,\dots,n)$

Nguyên nhân :


- Do bản chất của các mối quan hệ trong kinh tế chứa đựng hiện tượng này.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 239

- Do kỹ thuật thu thập số liệu được cải tiến, sai lầm phạm phải càng ít hơn.
- Do con người học được hành vi trong quá khứ.
- Do trong mẫu có các giá trị bất thường (hoặc rất lớn hoặc rất nhỏ so với các giá trị khác).


Hiện tượng phương sai không đồng đều thường gặp đối với số liệu chéo.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 240

II. Hậu quả

- 1. Các ước lượng OLS** vẫn là các ước lượng tuyến tính, không chệch nhưng **không còn hiệu quả nữa.**
- Ước lượng phương sai của các ước lượng OLS bị chệch nên các **kiểm định t và F không còn đáng tin cậy nữa.**
- Kết quả **đự báo không hiệu quả** khi sử dụng các ước lượng OLS.



241


Bài giảng Kinh tế lượng

1. Xét mô hình $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ (1)
 với $Var(U_i) = \sigma^2 = \omega \sigma_i^2$
 ($i = 1, 2, \dots, n$)

Dùng p² OLS cho (1), ta có ước lượng của β_2 là

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

vẫn là ước lượng tuyến tính, không chệch của β_2 (do khi chứng minh tính không chệch của các ước lượng, không sử dụng giả thiết phương sai thuần nhất).



242

Bài giảng Kinh tế lượng

Mặt khác, chia 2 vế (1) cho ω_i :


$$\left(\frac{Y_i}{\omega_i}\right) = \beta_1 \left(\frac{1}{\omega_i}\right) + \beta_2 \left(\frac{X_i}{\omega_i}\right) + \left(\frac{U_i}{\omega_i}\right)$$

Hay: $Y_i^* = \beta_1 X_i^0 + \beta_2 X_i^* + U_i^*$ (2)

Ta có:

$$Var(U_i^*) = Var\left(\frac{U_i}{\omega_i}\right) = \frac{1}{\omega_i^2} Var(U_i) = \frac{1}{\omega_i^2} \omega_i^2 \sigma^2 = \sigma^2 \forall i$$


Nên (2) thỏa các giả thiết của mô hình hồi qui tuyến tính cổ điển.



243

Bài giảng Kinh tế lượng

Do đó, nếu dùng p^2 OLS cho (2), ta sẽ thu được $\hat{\beta}_2$ là ước lượng tuyến tính, không chệch, có phương sai bé nhất của β_2 (Theo định lý Gauss–Markov). Vì vậy phương sai của $\hat{\beta}_2$ không còn bé nhất nữa nên $\hat{\beta}_2$ không còn là ước lượng hiệu quả nữa.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 244


2. Với mô hình (1), khi có phương sai thay đổi thì có thể chứng minh được :

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum x_i^2 \sigma_i^2}{(\sum x_i^2)^2}$$

Tuy nhiên, nếu vẫn dùng ước lượng của phương sai theo công thức

$$\hat{\text{Var}}(\hat{\beta}_2) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x_i^2}$$

như của mô hình có phương sai thuần nhất thì rõ ràng đây là ước lượng chệch của $\text{Var}(\hat{\beta}_2)$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 245


III. Phát hiện phương sai thay đổi

- Phương pháp đồ thị**

Xét mô hình : $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$ (1)

- Hồi qui (1) → thu được các phần dư e_i .
- Vẽ đồ thị phân tán của e theo X .
- Nếu độ rộng của biểu đồ rải tăng hoặc giảm khi X tăng thì mô hình (1) có thể có hiện tượng phương sai thay đổi.

* **Chú ý :** Với mô hình hồi qui bội, cần vẽ đồ thị phần dư theo từng biến độc lập hoặc theo Y




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 246

2. Kiểm định Park

Ý tưởng : Park cho rằng σ_i^2 là một hàm của X có dạng :

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 X_i^{\beta_2} e^{v_i}$$

Do đó : $\ln \sigma_i^2 = \ln \sigma^2 + \beta_2 \ln X_i + v_i$
 Vì σ_i^2 chưa biết nên để ước lượng hàm trên Park đề nghị sử dụng e_i^2 thay cho σ_i^2




Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 247

Các bước

- Ước lượng mô hình hồi qui gốc (1), thu lấy phần dư $e_i \rightarrow$ tính
- Ước lượng mô hình

$$\ln e_i^2 = \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + v_i$$

- Nếu mô hình gốc có nhiều biến độc lập thì hồi qui theo từng biến độc lập hoặc theo Y_i
- Kiểm định giả thiết $H_0 : \beta_2 = 0$
 Nếu chấp nhận $H_0 \rightarrow$ mô hình gốc (1) có phương sai không đổi.



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 248


3. Kiểm định Glejser

Tương tự kiểm định Park, tuy nhiên sau khi thu các phần dư từ mô hình hồi qui gốc, Glejser sử dụng các dạng hàm sau

$$|e_i| = \beta_1 + \beta_2 X_i + v_i \quad |e_i| = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{X_i} + v_i$$

$$|e_i| = \beta_1 + \beta_2 \sqrt{X_i} + v_i \quad |e_i| = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{\sqrt{X_i}} + v_i$$

Nếu chấp nhận $H_0 : \beta_2 = 0 \rightarrow$ mô hình gốc (1) có phương sai không đổi.



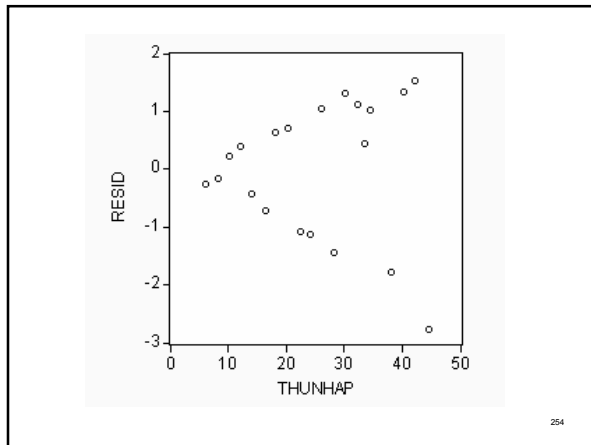
Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 249

Equation: UNTITLED Worksheet: UNTITLED 1 CHUONG 7:Unit01...

Model: Linear Equation
Date: 16/02/2017 Time: 14:35
Sample: 20
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.718292	0.167510	10.2557	0.0000
T-UNHAP	0.63042	0.003700	169.8707	0.0000

Residuals: 25.00000 Mean dependent var 22.00000
 Adjusted R-squared: 0.9999999 Total sum of squares 1177.600
 S.E. of regression 1.715790 Akaike information criterion 2.924178
 Sum squared resid 26.52880 Schwarz criterion 2.925904
 Log likelihood -3.207296 F-statistic 457.2657
 Durbin-Watson stat 2.000000 Prob(F-statistic) 0.000000



Bài tập

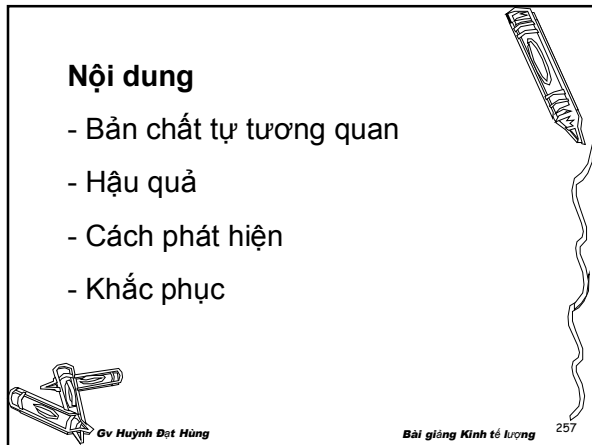
- Hãy nêu vài hiện tượng kinh tế có xảy ra phương sai thay đổi
- Giải thích tại sao khi có phương sai thay đổi, kiểm định t và kiểm định F mất hiệu lực
- Dùng biểu đồ phát hiện phương sai thay đổi như thế nào? Có cần kết hợp với các phương pháp khác không?



Chương VIII
Tự Tương Quan

GV Huỳnh Đạt Hùng
Khoa QTKD / ĐHCN tp HCM

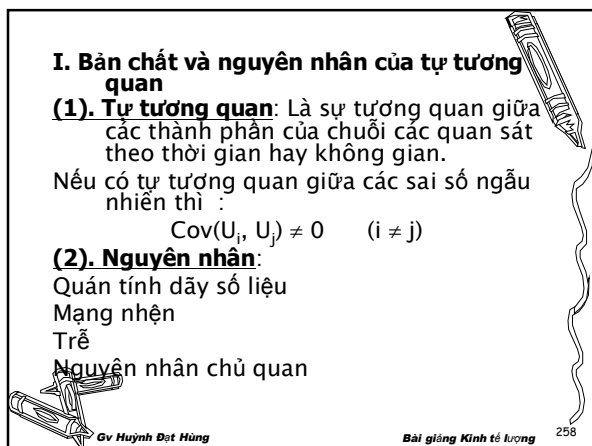
256



Nội dung

- Bản chất tự tương quan
- Hậu quả
- Cách phát hiện
- Khắc phục

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 257



I. Bản chất và nguyên nhân của tự tương quan

(1). Tự tương quan: Là sự tương quan giữa các thành phần của chuỗi các quan sát theo thời gian hay không gian.

Nếu có tự tương quan giữa các sai số ngẫu nhiên thì :

$$\text{Cov}(U_i, U_j) \neq 0 \quad (i \neq j)$$

(2). Nguyên nhân:

- Quán tính dãy số liệu
- Mạng nhện
- Trễ
- Nguyên nhân chủ quan

Gv Huỳnh Đạt Hùng *Bài giảng Kinh tế lượng* 258

II. Một số khái niệm về lược đồ tự tương quan

Xét mô hình sau đây với số liệu thời gian:



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

- Nếu $U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$ ($-1 \leq \rho \leq 1$) (a)

Trong đó : ε_t thỏa các giả thiết của mô hình hồi qui tuyến tính cổ điển :

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall t$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad \forall t$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'}) = 0 \quad (t \neq t')$$



Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 259

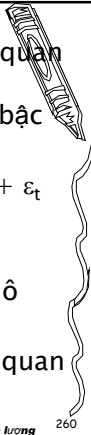

Thì (a) được gọi là lược đồ tự tương quan bậc nhất Markov, ký hiệu AR(1) và ρ được gọi là hệ số tự tương quan bậc nhất.

- Nếu $U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \dots + \rho_p U_{t-p} + \varepsilon_t$ (b)

$$(-1 \leq \rho_1, \dots, \rho_p \leq 1)$$

Trong đó : ε_t thỏa các giả thiết của mô hình hồi qui tuyến tính cổ điển .

Thì (b) được gọi là lược đồ tự tương quan bậc p Markov, ký hiệu AR(p).

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 260

III. Ước lượng OLS khi có tự tương quan



Xét mô hình : $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$ (1)

Với $U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$ ($-1 \leq \rho \leq 1$)

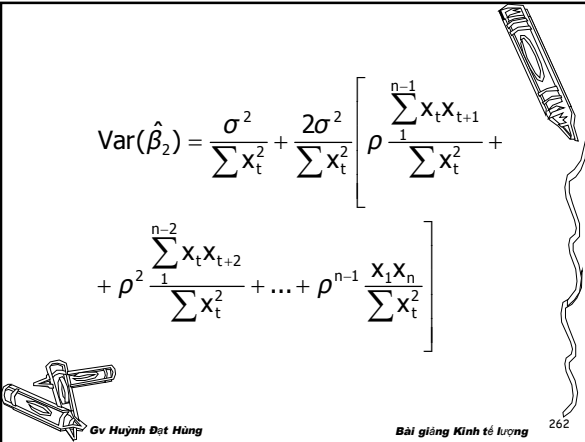
Nếu dùng OLS để ước lượng (1) thì :

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum X_i^2}$$

Nhưng công thức tính phương sai đã không còn như trước:

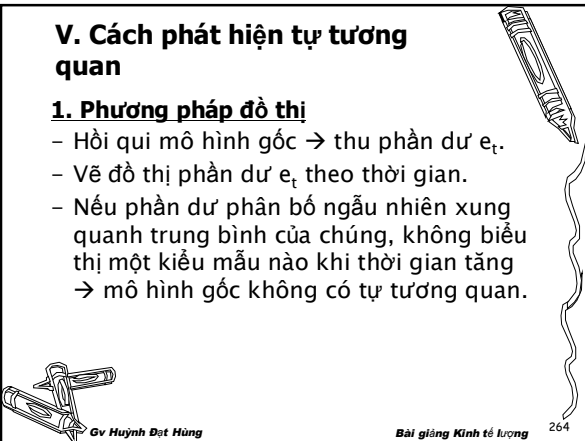
Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 261



$$\text{Var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_t^2} + \frac{2\sigma^2}{\sum x_t^2} \left[\rho^{-1} \frac{\sum_{t=1}^{n-1} x_t x_{t+1}}{\sum x_t^2} + \rho^2 \frac{\sum_{t=1}^{n-2} x_t x_{t+2}}{\sum x_t^2} + \dots + \rho^{n-1} \frac{x_1 x_n}{\sum x_t^2} \right]$$

Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 262

- IV. Hậu quả của việc sử dụng phương pháp OLS khi có tự tương quan**
1. Các ước lượng OLS vẫn là các ước lượng tuyến tính, không chệch nhưng không còn hiệu quả nữa.
 2. Ước lượng của các phương sai bị chệch (thường thấp hơn giá trị thực) nên các kiểm định t và F không còn hiệu lực nữa.
 3. Thường R^2 được ước lượng quá cao so với giá trị thực.
 4. Sai số chuẩn của các giá trị dự báo không còn tin cậy nữa.
- 263

- V. Cách phát hiện tự tương quan**
- 1. Phương pháp đồ thị**
- Hồi qui mô hình gốc → thu phần dư e_t .
 - Vẽ đồ thị phần dư e_t theo thời gian.
 - Nếu phần dư phân bố ngẫu nhiên xung quanh trung bình của chúng, không biểu thị một kiểu mẫu nào khi thời gian tăng → mô hình gốc không có tự tương quan.
- 
- Gv Huỳnh Đạt Hùng Bài giảng Kinh tế lượng 264

2. Kiểm định d của Durbin-Watson

Xét mô hình hồi qui có tự tương quan bậc nhất ($U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$ ($-1 \leq \rho \leq 1$)).

- Thống kê d của Durbin-Watson:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

$\hat{\rho}$ là ước lượng của ρ và : $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$

265

Khi n đủ lớn thì : $d \approx 2(1 - \rho)$

Do $-1 \leq \rho \leq 1$ nên $0 \leq d \leq 4$

- $\rho = 0$ (không có tự tương quan) $\rightarrow d = 2$

- $\rho = 1$ (tương quan hoàn hảo dương) $\rightarrow d = 0$

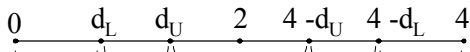
- $\rho = -1$ (tương quan hoàn hảo âm) $\rightarrow d = 4$



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng 266

* Quy tắc kiểm định d của Durbin-Watson:



Có tự tương quan dương

Không quyết định

Không có tự tương quan

Không quyết định

Có tự tương quan âm



Gv Huỳnh Đạt Hùng

Bài giảng Kinh tế lượng 267

Trong đó D_L và d_U là các giá trị tới hạn của thống kê Durbin-Watson dựa vào ba tham số : α , số quan sát n , số biến độc lập k' .

Ví dụ : Một kết quả hồi qui được cho:


$$Y_i = 12.5 + 3.16X_i - 2.15D_i \quad (1)$$

$n = 20 \quad d = 0.9$

Với $\alpha = 5\%$, $n=20$, $k'=2$, ta có :

$d_L = 1.1 \quad d_U = 1.54$

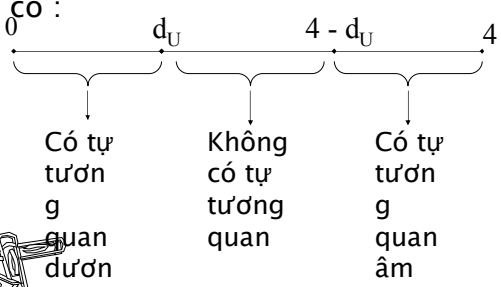
→ $d = 0.9 \in [0, d_L]$ nên (1) có tự tương quan dương.



Bài giảng Kinh tế lượng 268

Kiểm định Durbin-Watson cải biên

Với mức ý nghĩa 2α , ta có :



Bài giảng Kinh tế lượng 269

3. Kiểm định Breusch-Godfrey (BG)

Xét mô hình : $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + U_t$
(1)


với $U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \dots + \rho_p U_{t-p} + \varepsilon_t$

ε_t thỏa mãn các giả thiết của mô hình cổ điển Cần kiểm định H_0 :

$\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$
(không có tự tương quan)

Bước 1: Ước lượng mô hình (1), thu e_t .


Bước 2: Ước lượng mô hình sau, thu R^2 :

$$e_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + \varepsilon_t$$


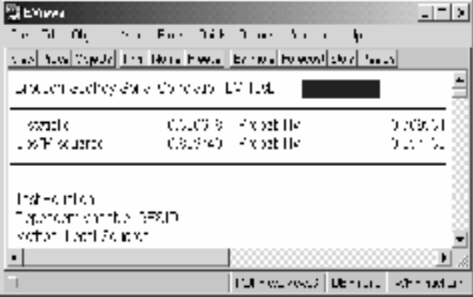
Bài giảng Kinh tế lượng 270

Bước 3 : Nếu $(n-p)R^2 > \chi^2_{\alpha}(p) \rightarrow$ bác bỏ H_0 , nghĩa là có tự tương quan.


- Chú ý : $(n-p)$ chính là số quan sát còn lại sau khi lấy trẻ đến bậc p , nên có thể coi $(n-p)$ là số quan sát của mẫu mới . Trong Eviews, kết quả kiểm định BG hiển thị Obs*R-square tức là $(n-p)R^2$.
- Ví dụ : Hồi qui mô hình (1) rồi dùng kiểm định BG xem (1) có tự tương quan không. Kết quả :



271




Ta có : $Obs \cdot R^2 = 0.8397$ với $p = 0.657 > \alpha = 0.05$ nên chấp nhận H_0 , nghĩa là không có tự tương quan.



272

Bài tập

1. Hãy nêu vài hiện tượng kinh tế có xảy ra tự tương quan giữa các nhiễu
2. Giải thích tại sao khi có tự tương quan, kiểm định t và kiểm định F mất hiệu lực
3. Dùng biểu đồ phát hiện tự tương quan như thế nào? Có cần kết hợp với các phương pháp khác không?



273

Hết môn học

KINH TẾ LƯỢNG

Chúc các bạn thành công
