CHƯƠNG 2 – ƯỚC LƯỢNG VÀ KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT TRONG MÔ HÌNH HỒI QUY ĐƠN

Bộ môn Kinh tế lượng – Học viện Tài chính

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

Nội dung

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

2.2. Hệ số xác định

2.3. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

2.4. Kiểm định sự phù hợp của hàm hồi quy

2.5. Dự báo

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

2.1.1. Nội dung của phương pháp bình phương nhất

Xét mô hình hồi quy đơn dạng tuyến tính:

PRF: $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$

PRM: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

- Với mỗi mẫu W = {(X_i , Y_i), i = 1÷ n}, tìm được một ước lượng điểm của các tham số và giá trị trung bình của biến phụ thuộc.

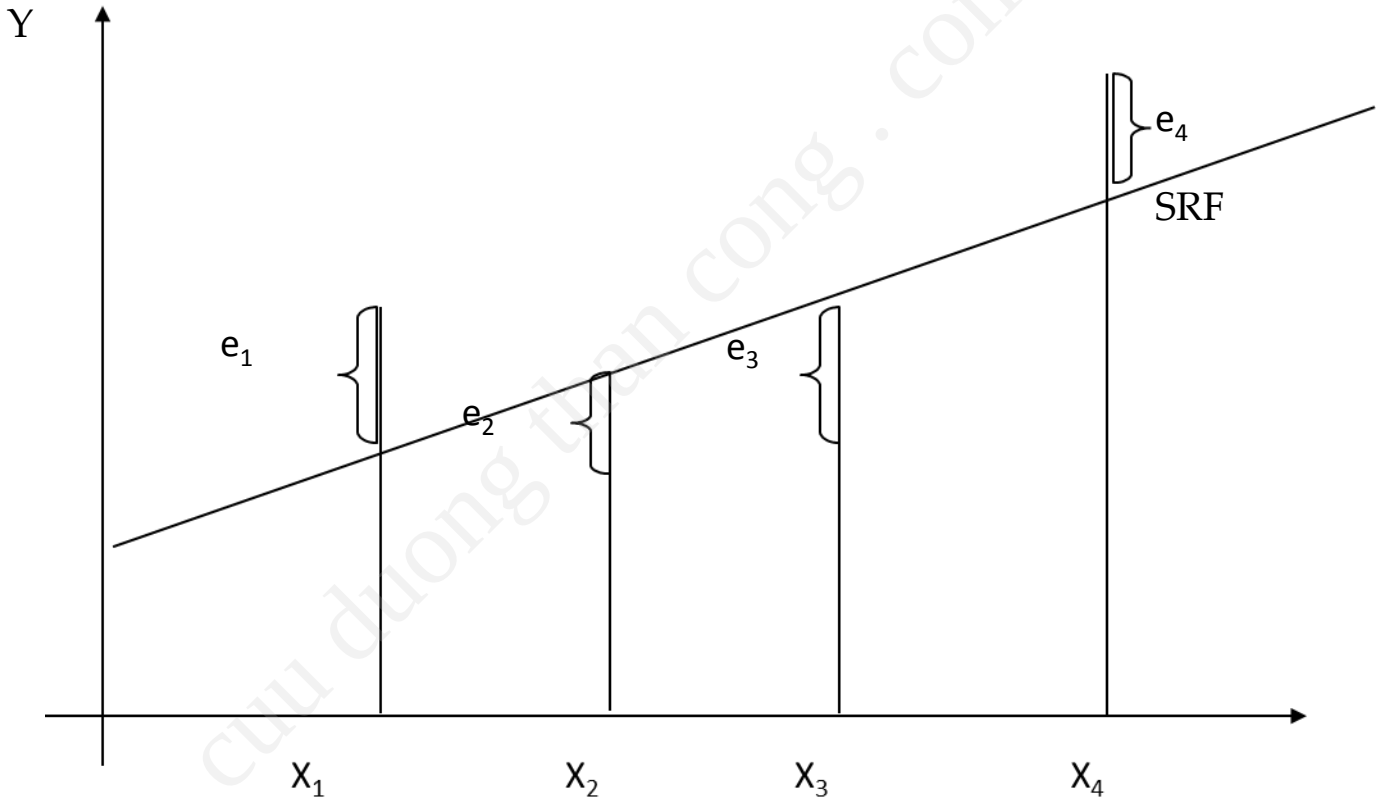
SRF: $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$

SRM: $Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)



Hình 2.1. Đồ thị hàm hồi quy tổng thể

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- Nội dung của phương pháp bình phương nhỏ nhất là tìm các ước lượng điểm $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ sao cho tổng bình phương phần dư là nhỏ nhất.

$$\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2 \rightarrow \min$$

Ta có:

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i = Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i$$

$$\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2 = f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

Tìm $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ sao cho $f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) \to Min$

Các hệ số $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ là nghiệm của hệ phương trình:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)}{\partial \hat{\beta}_1} = 0 \\ \dfrac{\partial f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)}{\partial \hat{\beta}_2} = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) = 0 \\ -2\sum_{i=1}^{n} X_i(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \hat{\beta}_1 n + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^{n} X_i = \sum_{i=1}^{n} Y_i \\ \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^{n} X_i + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^{n} X_i^2 = \sum_{i=1}^{n} Y_i X_i \end{cases} \quad (I)$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- Đặt:

$$\bar{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i; \quad \bar{Y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i$$

$$x_i = X_i - \bar{X}; y_i = Y_i - \bar{Y}$$

Khi đó ta có công thức nghiệm:

$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X} \\ \hat{\beta}_2 = \dfrac{n.\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \sum_{i=1}^{n} X_i \sum_{i=1}^{n} Y_i}{n\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} X_i)^2} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \bar{X}\right)\left(Y_i - \bar{Y}\right)}{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \bar{X}\right)^2} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} \end{cases}$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- **Ví dụ 1.**

Thử nghiệm xây dựng mô hình kinh tế lượng đánh giá tác động của tỷ giá đến giá trị xuất khẩu của Việt Nam.

- Xây dựng mô hình:

  Biến phụ thuộc: Giá trị xuất khẩu - XK (triệu USD)

  Biến độc lập: Tỷ giá - TG (VNĐ/USD)

- Nguồn số liệu: Tổng cục thống kê.
- Thời gian: từ năm 1995 đến 2017

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

Bảng 2.1. Số liệu XK – TG (1995-2017)

Năm	XK	TG
1995	5449	11015
1996	7255.9	11149
1997	9185	12292
1998	9360.3	13890
1999	11541.4	14028
2000	14482.7	14514
2001	15029.2	15084
2002	16706.1	15403
2003	20149.3	15646
2004	26485	15777
2005	32447.1	15916
2006	39826.2	16054
2007	48561.4	16114
2008	62685.1	16977
2009	57096.3	17941
2010	72191.87	18932
2011	96905.7	20828
2012	114529.2	20828
2013	132175	21036
2014	150042	21405
2015	162439	22547
2016	175942	22810
2017	213770	22755

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

Bảng 2.2. Kết quả ước lượng trên phần mềm Excel

SUMMARY OUTPUT

Regression Statistics	
Multiple R	0.934467
R Square	0.873229
Adjusted R Square	0.867192
Standard Error	23056.3
Observations	23

ANOVA

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Significance F*
Regression	1	7.69E+10	76896436459	144.6528749	6.98407E-11
Residual	21	1.12E+10	531592866.8		
Total	22	8.81E+10			

	Coefficients	*Standard Err*	*t Stat*	*P-value*	*Lower 95%*	*Upper 95%*	*Lower 95.0%*	*Upper 95.0%*
Intercept	-210205	23378.91	-8.991233534	1.20526E-08	-258824.3192	-161586.1189	-258824.3192	-161586.1189
X Variable 1	16.10668	1.339191	12.02717236	6.98407E-11	13.32167974	18.89167957	13.32167974	18.89167957

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

Bảng 2.3. Kết quả ước lượng trên phần mềm Eviews

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: XK
Method: Least Squares
Date: 12/28/18 Time: 22:53
Sample: 1995 2017
Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TG	16.10668	1.339191	12.02717	0.0000
C	-210205.2	23378.91	-8.991234	0.0000

R-squared	0.873229	Mean dependent var	64967.60
Adjusted R-squared	0.867192	S.D. dependent var	63267.07
S.E. of regression	23056.30	Akaike info criterion	23.01221
Sum squared resid	1.12E+10	Schwarz criterion	23.11095
Log likelihood	-262.6404	F-statistic	144.6529
Durbin-Watson stat	0.350504	Prob(F-statistic)	0.000000

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- Phương trình hàm hồi quy mẫu

SRF: $$XK_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 TG_i = -210205.2 + 16.10668TG$$

- Ý nghĩa kinh tế:

Nếu tỷ giá tăng lên 1VNĐ/USD thì TB giá trị xuất khẩu tăng 16.10668 triệu USD.

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

2.1.2. Tính chất của các ước lượng OLS

- Tính chất 1: Với mỗi tệp số liệu mẫu thì $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ được xác định một cách duy nhất. Khi mẫu thay đổi thì giá trị của các ước lượng cũng thay đổi, vì thế các giá trị này là các đại lượng ngẫu nhiên.
- Tính chất 2: Đường SRF đi qua điểm trung bình mẫu $(\bar{X}, \bar{Y})$:

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

- Tính chất 3: Trung bình số học của các giá trị ước lượng bằng trung bình của quan sát thực tế:

$$\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- Tính chất 4: Trung bình số học của các phần dư bằng không:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_i = 0$$

- Tính chất 5: Các phần dư không tương quan với các giá trị ước lượng được từ mẫu:

$$Cov(e_i, \hat{Y}_i) = \sum_{i=1}^{n} \hat{Y}_i e_i = 0$$

- Tính chất 6: Các phần dư không tương quan với các giá trị của biến giải thích:

$$Cov(e_i, X_i) = \sum_{i=1}^{n} X_i e_i = 0$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

2.1.3. Các giả thiết cơ bản của phương pháp OLS

- GT1: Hàm hồi quy có dạng tuyến tính đối với các tham số
- GT2: Biến độc lập là phi ngẫu nhiên
- GT3: Kỳ vọng của các sai số ngẫu nhiên (SSNN) bằng 0: $E(Ui) = 0 \ \forall \ i$
- GT4: Phương sai của các SSNN đồng đều (không đổi):

$$Var(U_i) = Var(U_j) = \sigma^2 \quad \forall \ i \neq j$$

- GT5: Các SSNN không tương quan với nhau: $Cov(U_i, U_j) = 0 \quad \forall \ i \neq j$
- GT6: Các SSNN và biến độc lập không tương quan với nhau:

$$Cov(U_i, X_i) = 0 \quad \forall \ i$$

- GT7: Các SSNN có phân phối chuẩn.
- GT8: Mô hình hồi quy được chỉ định đúng.

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- **Định lý Gauss – Markov**

Với các giả thiết (1-7) của phương pháp OLS, các ước lượng OLS là các ước lượng tuyến tính, không chệch và có phương sai nhỏ nhất trong lớp các ước lượng tuyến tính không chệch, hay còn gọi là ước lượng BLUE (Best Linear Unbiased Estimates).

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

2.1.4. Các tham số đặc trưng của các ước lượng

- **Đối với $\hat{\beta}_1$**
  - Kỳ vọng toán: $E\left(\hat{\beta}_1\right) = \beta_1$
  - Phương sai: $Var(\hat{\beta}_1) = \sigma^2 \dfrac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$; $Var(U_i) = \sigma^2 (\forall i)$
  - Độ lệch chuẩn (Standard Deviation): $SD(\hat{\beta}_1) = \sigma \sqrt{\dfrac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2}}$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- Ước lượng điểm của phương sai sai số ngẫu nhiên:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{(n-2)} \Rightarrow \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{(n-2)}}$$

$\hat{\sigma}^2$ còn được gọi là phương sai mẫu (ước lượng) của sai số ngẫu nhiên.

- Khi đó ước lượng của độ lệch chuẩn của hệ số $\hat{\beta}_1$:

$$SD(\hat{\beta}_1) \rightarrow Se(\hat{\beta}_1) = \hat{\sigma}\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2}}$$

$Se(\hat{\beta}_1)$ gọi là sai số chuẩn (Standard error).

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- **Đối với** $\hat{\beta}_2$
  - Kỳ vọng toán: $E(\hat{\beta}_2) = \beta_2$; Phương sai: $Var(\hat{\beta}_2) = \dfrac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$
  - Độ lệch chuẩn: $SD(\hat{\beta}_2) = \dfrac{\sigma}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}}$; Sai số tiêu chuẩn: $Se(\hat{\beta}_2) = \dfrac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}}$
  - Hiệp phương sai của hai hệ số hồi quy: $Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = -\bar{X}Var(\hat{\beta}_2) = -\bar{X}\dfrac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.1. Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)

- **Quy luật phân phối xác xuất**

Khi mẫu có kích thước đủ lớn kết hợp với giả thiết 7, xác định được quy luật phân phối xác suất của các đại lượng:

$$\hat{\beta}_1 \sim N\left(\beta_1, SD(\hat{\beta}_1)\right) \Rightarrow U = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{SD(\hat{\beta}_1)} \sim N(0,1) \Rightarrow T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{se(\hat{\beta}_1)} \sim T^{(n-2)}$$

$$\hat{\beta}_2 \sim N\left(\beta_2, SD(\hat{\beta}_2)\right) \Rightarrow U = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{SD(\hat{\beta}_2)} \sim N(0,1) \Rightarrow T = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2}{se(\hat{\beta}_2)} \sim T^{(n-2)}$$

$$\chi^2 = (n-2)\frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi^{2(n-2)}$$

$$Y_i \sim \mathrm{N}\left(E(Y_i), \sigma^2\right); \hat{Y}_i \sim \mathrm{N}\left(E(Y_i), \mathrm{var}(\hat{Y}_i)\right)$$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định

- **Sai lệch của biến phụ thuộc trong mô hình hồi quy mẫu:**

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i \Leftrightarrow Y_i - \bar{Y} = \hat{Y}_i - \bar{Y} + e_i;\ \hat{Y}_i - \bar{Y} = \hat{y}_i \quad (i = 1 \div n)$$

$$\Leftrightarrow y_i = \hat{y}_i + e_i \quad \Leftrightarrow \quad y_i^2 = \hat{y}_i^2 + e_i^2 + 2e_i\hat{y}_i$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \hat{y}_i^2 + \sum_{i=1}^{n} e_i^2 + 2\sum_{i=1}^{n} e_i\hat{y}_i$$

$$\sum_{i=1}^{n} e_i\hat{y}_i = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \hat{y}_i^2 + \sum_{i=1}^{n} e_i^2$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định

Ký hiệu:

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

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

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

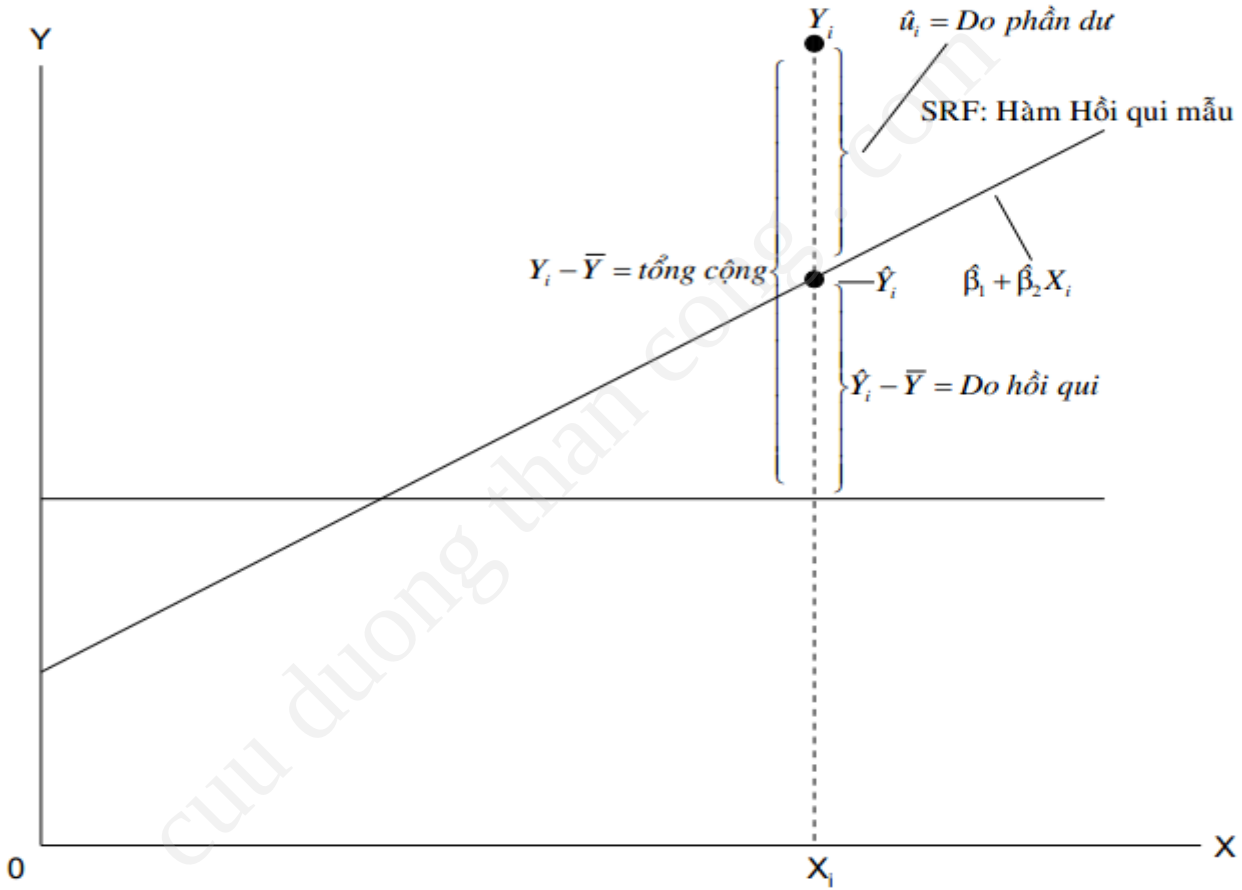
TSS = ESS + RSS

- TSS = Total Sum of Squares
- ESS = Explained Sum of Squares
- RSS = Residual sum of squares

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định



Hình 2.2. Đồ thị biểu thị mối quan hệ giữa các biến

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định

- **Hệ số xác định R^2 (Determination coeffcient: R-squares):**

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

- Ý nghĩa:

R^2 đo tỷ lệ % sự biến thiên của Y được giải thích thông qua hàm hồi quy, tức là được giải thích thông qua biến độc lập của mô hình. Nó đặc trưng cho mức độ thích hợp của hàm hồi quy.

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định

- Kết quả ước lượng hàm hồi quy mẫu trong ví dụ 1 bằng Eviews và Excel:

$$\hat{\beta}_1 = -210205.2, \qquad \hat{\beta}_2 = 16.10668$$

$$Se(\hat{\beta}_1) = 23378.91; \qquad Se(\hat{\beta}_2) = 1.339191$$

$$R^2 = 0.873229; \qquad df = 21$$

$$\sum_{i=1}^{10} e_i^2 = 1.12E{+}10; \qquad \overline{XK} = 64967.60;$$

$$SD(XK) = 63267.07$$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Hệ số xác định

Ta có:

$$R^2 = \hat{\beta}_2^2 \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}{\sum_{i=1}^{n} y_i^2} = \hat{\beta}_2^2 \frac{S_X^2}{S_Y^2} \quad (0 \le R^2 \le 1)$$

- Nếu $R^2 = 0$: Hàm hồi quy không phù hợp.
- Nếu $R^2 = 1$: Việc hồi quy không có ý nghĩa
- Nếu $R^2 = 0{,}873229$: Có nghĩa 87,3% sự biến động của xuất khẩu là do yếu tố tỷ giá giải thích, 17% là do ảnh hưởng của các yếu tố khác.

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

2.2.1. Khoảng tin cậy của các hệ số hồi quy

Sử dụng thống kê:

$$T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{Se(\hat{\beta}_j)} \sim T^{(n-2)}$$

Với độ tin cậy (1 - α) hoặc mức ý nghĩa α ta có:

- KTC đối xứng: $\hat{\beta}_j - Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha/2}^{(n-2)} \le \beta_j \le \hat{\beta}_j + Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha/2}^{(n-2)}$
- KTC bên phải: $\beta_j \ge \hat{\beta}_j - Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha}^{(n-2)}$
- KTC bên trái: $\beta_j \le \hat{\beta}_j + Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha}^{(n-2)}$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

- **Xét ví dụ 1:**

Đánh giá tác động của TG lên XK, hàm hồi quy mẫu thu được:

$$XK_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 TG_i = \text{-}210205.2 + 16.10668\text{TG}$$

$$\text{Se}(\hat{\beta}_1) = 23378.91;\ \text{Se}(\hat{\beta}_2) = 1.339191$$

Nếu tăng tỷ giá - TG tăng 1 VNĐ/USD, XK trung bình tăng trong khoảng từ 13.321 đến 18.822 triệu USD (với mức ý nghĩa 5%).

$$\hat{\beta}_2 - se(\hat{\beta}_2)t_{\alpha/2}^{(n-2)} \le \beta_2 \le \hat{\beta}_2 + se(\hat{\beta}_2)t_{\alpha/2}^{(n-2)}$$

$$13.321 \le \beta_2 \le 18.822$$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2.2. Kiểm định giả thuyết về các hệ số hồi quy

- Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j = 0 \\ H_1 : \beta_j \neq 0 \end{cases} (1), \quad \begin{cases} H_0 : \beta_j \leq 0 \\ H_1 : \beta_j > 0 \end{cases} (2), \quad \begin{cases} H_0 : \beta_j \geq 0 \\ H_1 : \beta_j < 0 \end{cases} (3)$$

- Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{Se(\hat{\beta}_j)} \sim T^{(n-2)}$$

- Miền bác bỏ tương ứng với các cặp giả thuyết (mức ý nghĩa α):

(1) $W_\alpha = \left\{ t / |t| > t_{\alpha/2}^{(n-2)} \right\}$ (2) $W_\alpha = \left\{ t / t > t_{\alpha}^{(n-2)} \right\}$ (3) $W_\alpha = \left\{ t / t < -t_{\alpha}^{(n-2)} \right\}$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

- **Trường hợp riêng (kiểm định bằng giá trị P-value):**

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j = 0 \\ H_1 : \beta_j \neq 0 \end{cases} (1), \quad \begin{cases} H_0 : \beta_j \leq 0 \\ H_1 : \beta_j > 0 \end{cases} (2), \quad \begin{cases} H_0 : \beta_j \geq 0 \\ H_1 : \beta_j < 0 \end{cases} (3)$$

Quy tắc kết luận với mức ý nghĩa α cho trước như sau:

- Với cặp giả thuyết (1)
  - Nếu P-value < α thì bác bỏ giả thuyết H_0
  - Nếu P-value > α thì chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0
- Với cặp giả thuyết (2) và (3)
  - Nếu P-value /2 < α thì bác bỏ giả thuyết H_0
  - Nếu P-value/2 > α thì chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

- Xét mô hình hồi tuyến tính:

$$\text{PRM:} \qquad Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$$

- Kiểm định cặp giả thuyết cơ bản:

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

Nếu bác bỏ H_0: hệ số hồi qui β_2 có ý nghĩa thống kê (statistically significal), mô hình có ý nghĩa. Ngược lại thì hệ số β_2 gọi là không có ý nghĩa thống kê, mô hình không có ý nghĩa.

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

- **Xét ví dụ 1:** Với mức ý nghĩa 5%, TG có ảnh hưởng đến XK không?
  - Kiểm định cặp giả thuyết: $\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases}$
  - Tiêu chuẩn kiểm định: $T = \dfrac{\hat{\beta}_2}{Se(\hat{\beta}_2)} \sim T^{(n-2)}$
  - Giá trị: $\left| t_{qs} = 12.02717 \right| > t_{0.05}^{(21)} = 2.08$. Bác bỏ giả thuyết H_0, vậy với mức ý nghĩa 5%, có thể kết luận TG có ảnh hưởng đến XK.

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2.3. Khoảng tin cậy của phương sai sai số ngẫu nhiên

Sử dụng thống kê: $$\chi^2 = \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi^{2(n-2)}$$

Với độ tin cậy (1 - α) ta có:

- KTC hai phía: $$\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^{2(n-2)}_{\alpha/2}} \le \sigma^2 \le \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^{2(n-2)}_{1-\alpha/2}}$$

- KTC bên phải UL giá trị tối thiểu: $$\sigma^2 \ge \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^{2(n-2)}_{\alpha}}$$

- KTC bên trái UL giá trị tối đa: $$\sigma^2 \le \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^{2(n-2)}_{1-\alpha}}$$

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2.4. Kiểm định giả thuyết về phương sai sai số ngẫu nhiên

- Kiểm định các cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2 \end{cases} (1), \quad \begin{cases} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 \end{cases} (2), \quad \begin{cases} H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2 \end{cases} (3)$$

- Tiêu chuẩn kiểm định: $\chi^2 = \dfrac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^{2(n-2)}$

- Miền bác bỏ tương ứng với các cặp giả thuyết (mức ý nghĩa α):

$$(1): W_\alpha = \left\{ \chi^2 \;\middle|\; \left[\begin{array}{l} \chi^2 > \chi_{\alpha/2}^{2(n-2)} \\ \chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^{2(n-2)} \end{array} \right. \right\} \quad (2): W_\alpha = \left\{ \chi^2 \;\middle|\; \chi^2 > \chi_\alpha^{2(n-2)} \right\} \quad (3): W_\alpha = \left\{ \chi^2 \;\middle|\; \chi^2 < \chi_{1-\alpha}^{2(n-2)} \right\}$$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.2. Khoảng tin cậy và kiểm định giả thuyết

- **Xét ví dụ 1:** ƯL điểm cho PSSS NN: $\hat{\sigma}^2 = 23056.3$

  - Với độ tin cậy 95%, KTC hai phía của PSSSNN là:

$$\frac{RSS}{\chi^{2(21)}_{0.025}} \le \sigma^2 \le \frac{RSS}{\chi^{2(21)}_{0.975}} \Leftrightarrow 3.15*10^8 \le \sigma^2 \le 1.089*10^9$$

  - Kiểm định giả thuyết:

$$H_0 : \sigma^2 = 10^9$$

$$H_1 : \sigma^2 \ne 10^9$$

$$\chi^{2(21)}_{0.975} = 10.2829 < \chi^2_{qs} = 1.12*10^{10}/10^9 = 11.2 < \chi^{2(21)}_{0.025} = 35.4789$$

Chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0, có thể kết luận phương sai sai số ngẫu nhiên bằng 10^9.

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.3. Kiểm định sự phù hợp của hàm hồi quy

- Kiểm định cặp giả thuyết: $\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0 : R^2 = 0 \\ H_1 : R^2 > 0 \end{cases}$

- Tiêu chuẩn kiểm định: $F = \dfrac{R^2/1}{(1-R^2)/(n-2)} \sim F^{(1,n-2)}$

- Miền bác bỏ giả thuyết H_0: $W_\alpha = \left\{ F / F > F_\alpha^{(1,n-2)} \right\}$

- **Sử dụng giá trị P-value**
  - Nếu p-value < α thì bác bỏ giả thuyết H_0
  - Nếu p-value > α thì chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0

cuu duong than cong . com

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.4. Dự báo

2.4.1. Dự báo giá trị trung bình của biến phụ thuộc

Cho dự kiến giá trị đầu vào $X = X_0$. Giá trị $\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_0$ là ƯL điểm của $E(Y / X_i)$

Sử dụng thống kê: $T = \dfrac{\hat{Y}_i - E(Y / X_i)}{se(\hat{Y}_i)} \sim T^{(n-2)}$

- KTC đối xứng: $\hat{Y}_0 - Se(\hat{Y}_0)\, t_{\alpha/2}^{(n-2)} \le E(Y / X_0) \le \hat{Y}_0 + Se(\hat{Y}_0)\, t_{\alpha/2}^{(n-2)}$

$$Se(\hat{Y}_0) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n} + (X_0 - \bar{X})^2 (se(\hat{\beta}_2))^2}$$

- KTC bên phải: $E(Y / X_0) \ge \hat{Y}_0 - Se(\hat{Y}_0)\, t_{\alpha}^{(n-2)}$

- KTC bên trái: $E(Y / X_0) \le \hat{Y}_0 + Se(\hat{Y}_0)\, t_{\alpha}^{(n-2)}$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

2.4. Dự báo

2.4.2. Dự báo giá trị cá biệt của biến phụ thuộc

- Sử dụng thống kê: $$T = \frac{\hat{Y}_i - Y_i}{Se(\hat{Y}_i - Y_i)} \sim T^{(n-2)}$$

Với mức ý nghĩa α, ta có:

- KTC đối xứng: $$\hat{Y}_0 - Se(Y_0 - \hat{Y}_0)\, t_{\alpha/2}^{(n-2)} \le Y_0 \le \hat{Y}_0 + Se(Y_0 - \hat{Y}_0)\, t_{\alpha/2}^{(n-2)}$$

$$Se(Y_0 - \hat{Y}_0) = \sqrt{\hat{\sigma}^2 + \frac{\hat{\sigma}^2}{n} + (X_0 - \bar{X})^2 (se(\hat{\beta}_2))^2}$$

- KTC bên phải: $$Y_0 \ge \hat{Y}_0 - Se(Y_0 - \hat{Y}_0)\, t_{\alpha}^{(n-2)}$$
- KTC bên trái: $$Y_0 \le \hat{Y}_0 + Se(Y_0 - \hat{Y}_0)\, t_{\alpha}^{(n-2)}$$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt

Các thuật ngữ cơ bản

Tiếng Anh	*Ý nghĩa*
Dependent Variable: Y	Biến phụ thuộc: Y
Method: Least Squares	Phương pháp: Bình phương nhỏ nhất
Sample (adjusted): 1 10	Mẫu (sau điều chỉnh): từ 1 đến 10
Included observations: 10	Số quan sát được sử dụng: 10
Variable	Biến số (các biến độc lập)
C	Biến hằng số, C ≡ 1
X	Biến độc lập X
Coefficient	Ước lượng hệ số: $\hat{\beta}_j$
Std. Error	Sai số chuẩn của ước lượng hệ số: $Se(\hat{\beta}_j)$
t-Statistic	Thống kê T: $T_{qs} = \hat{\beta}_j / Se(\hat{\beta}_j)$
Prob.	Mức xác suất (P-value) của cặp giả thuyết H_0: $\beta_j = 0$; H_1: $\beta_j \neq 0$
R-squared	Hệ số xác định (bội): R^2
Adjusted R-squared	Hệ số xác định điều chỉnh $\bar{R}^2$
S.E. of regression	Sai số chuẩn của hồi quy: $\hat{\sigma}$
Sum squared resid	Tổng bình phương phần dư: RSS
Durbin-Watson stat	Thống kê Durbin-Watson
Mean dependent var	Trung bình biến phụ thuộc: $\bar{Y}$

CuuDuongThanCong.com https://fb.com/tailieudientucntt