Ý NGHĨA BẢNG HỒI QUY MÔ HÌNH BẰNG PHẦN MỀM EVIEWS

CẦN XEM	TÊN	Ý NGHĨA	KÍ HIỆU	CÔNG THỨC TÍNH
1	**Dependent Variable**	Tên biến phụ thuộc	**Y**	
	Method: Least Squares	Phương pháp bình phương tối thiểu (nhỏ nhất)	OLS	
	Date - Time	Ngày giờ thực hiện		
	Sample	Số liệu mẫu		
2	**Included Observations**	Cỡ mẫu (số quan sát)	**n**	
3	**Cột Variable**	Các biến giải thích có trong mô hình (trong đó C là hệ số bị chặn)	$\boldsymbol{X_j}$	
4	**Cột Coefficient**	Giá trị các hệ số hồi quy	$\boldsymbol{\hat{\beta}_j}$	
5	**Cột Std. Error**	Sai số chuẩn của các hệ số hồi quy	$\boldsymbol{se(\hat{\beta}_j)}$	$se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\mathrm{var}(\hat{\beta}_j)}$
6	**Cột t-Statistic**	Giá trị thống kê t tương ứng (trong đó t là đại lương ngẫu nhiên có phân phối Student với bậc tự do (n-k))	$\boldsymbol{t_j}$ **hoặc** $\boldsymbol{T_j}$	$t_j = \dfrac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}$
7	**Cột Prob**	Giá trị xác suất của thống kê t tương ứng	**p – value**	p-value$_j$ = P(t > t$_j$)
8	**R - Squared**	Hệ số xác định mô hình	$\boldsymbol{R^2}$	$R^2 = 1 - \dfrac{RSS}{TSS} = \dfrac{ESS}{TSS}$ $hay\ \mathbf{R^2} = \mathbf{r^2_{X,Y}}$
9	**Adjusted R-Squared**	Hệ số xác định có hiệu chỉnh	$\boldsymbol{\overline{R}^2}$	$\overline{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\dfrac{n-1}{n-k}$
10	**S.E of regression**	Sai số chuẩn của hồi quy (giá trị ước lượng cho σ)	$\boldsymbol{\hat{\sigma}}$ $\left(= \sqrt{\boldsymbol{\hat{\sigma}^2}}\right)$	$\hat{\sigma}^2 = \dfrac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n} {e_i}^2 = \boldsymbol{\dfrac{n}{n-2}\left(1 - r^2_{X,Y}\right)S^2_Y}$

11	**Sum squared resid**	Tổng bình phương các sai lệch (phần dư)	**RSS**	$RSS = \sum_{i=1}^{n} {e_i}^2$ $= \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ $= TSS - ESS$ $\boldsymbol{= n(1 - r_{X,Y}^2)S_Y^2}$
	Log likelihood	Tiêu chuẩn ước lượng hợp lý (Logarit của hàm hợp lý)	L	
12	**Durbin – Watson Stat**	**Thống kê Durbin - Watson**	**d**	
13	**Mean dependent var**	Giá trị trung bình mẫu của biến phụ thuộc	$\mathbf{\overline{Y}}$	$\overline{Y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i$ và $\overline{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2\overline{X}$
14	**S.D dependent var**	Độ lệch chuẩn mẫu có hiệu chỉnh của biến phụ thuộc	$\mathbf{S'_Y}$	$S'_Y = \sqrt{\frac{n}{n-1}S_Y^2}$ $= \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \overline{Y})^2}$
	Akaike info criterion	Tiêu chuẩn Akaike	AIC	
	Schwarz info criterion	Tiêu chuẩn Schwarz	SC	
15	**F - Statistic**	Giá trị của thống kê F	**F**	$\mathbf{F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k}{k - 1}}$
16	**Prob (F – Statistic)**	Giá trị xác suất của thống kê F tương ứng (với F là biến ngẫu nhiên có phân phối Fisher có bậc tự do (k-1, n-k))	**p-value**	p-value = P(F > F-Statistic)

ÔN TẬP CÁCH GIẢI ĐỀ THI KINH TẾ LƯỢNG

CÂU	YÊU CẦU	CÁCH GIẢI
	MÔ HÌNH HỒI QUY HAI BIẾN	
a)	Tìm mô hình hồi quy tuyến tính mẫu của Y theo X	*Cách 1:* Giải hpt sau $\begin{cases} n\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sum X = \sum Y \\ \hat{\beta}_1 \sum X + \hat{\beta}_2 \sum X^2 = \sum(XY) \end{cases}$ tìm được $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2 \Rightarrow$ Hàm hồi quy tuyến tính mẫu (SRF) : $\mathbf{\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X}$ *Cách 2:* Sử dụng $S_X, S_Y, r_{X,Y}, \overline{X}, \overline{Y}$ để tìm $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ $\hat{\beta}_2 = r_{X,Y} \cdot \frac{S_Y}{S_X}$ và $\hat{\beta}_1 = \overline{Y} - \hat{\beta}_2 \overline{X}$ $\Rightarrow$ Hàm hồi quy tuyến tính mẫu (SRF) : $\mathbf{\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X}$ *Cách 3:* Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có được $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2 \Rightarrow$ Hàm hồi quy tuyến tính mẫu (SRF) : $\mathbf{\hat{Y} = \hat{\beta}_1}$ $\mathbf{\hat{}_2 X}$
b)	Nêu ý nghĩa của các hệ số hồi quy	$\hat{\beta}_1$: Nếu không có X (X = 0) thì Y *trung bình* là $\hat{\beta}_1$ đơn vị. $\hat{\beta}_2$: Khi X tăng lên 1 đơn vị thì Y tăng *trung bình* là $\hat{\beta}_2$ đơn vị.
c)	Tính hệ số xác định mô hình	*Cách 1:* $\mathbf{R^2 = r^2_{X,Y}}$ hay $R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS}$ trong đó $TSS = n.S_Y^2$; $ESS = n.\hat{\beta}_2^{\ 2}.S_X^2$; $RSS = n(1 - r^2_{X,Y})S_Y^2$ *Cách 2:* Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có được $\mathbf{R^2}$ (R – Squared).
d)	Nêu ý nghĩa hệ số xác định mô hình	$R^2 (= a)$: sự biến thiên của X giải thích xấp xỉ a% sự biến thiên của Y (khoảng 1- a% chưa giải thích được).

e)	Tìm khoảng tin cậy cho các hệ số hồi quy tổng thể, với độ tin cậy γ	Ta dùng thống kê sau: $T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-2); j = 1,2$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-2}$ Khoảng ước lượng cho β_j: $$\beta_j \in [\hat{\beta}_j - Cse(\hat{\beta}_j);\ \hat{\beta}_j + Cse(\hat{\beta}_j)]$$ Trong đó: $se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{var(\hat{\beta}_j)}$ Ta có: $var(\hat{\beta}_1) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(\overline{X})^2}{nS_X^2}\right]$; $var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{nS_X^2}$ trong đó σ^2 thay bằng $\hat{\sigma}^2$ $$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n} {e_i}^2 = \frac{n}{n-2}(1 - r_{X,Y}^2)S_Y^2$$
f)	Hãy ước lượng phương sai của sai số ngẫu nhiên tổng thể (hay tìm khoảng tin cậy cho phương sai nhiễu) với độ tin cậy γ	Ta dùng thống kê sau: $$Y = \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-2)$$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta có $$a = \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)\ ;\ b = \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)$$ Khoảng ước lượng cho σ^2: $$\sigma^2 \in \left[\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{b}; \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{a}\right]$$
g)	Khi X thay đổi có ảnh hưởng tới Y hay không với mức ý nghĩa α	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_2 = 0 \text{ (X thay đổi không ảnh hưởng tới Y)} \\ H_1: \beta_2 \neq 0 \text{ (X thay đổi có ảnh hưởng tới Y)} \end{cases}$ *Cách 1:* Nếu H_0 đúng, ta có thống kê $$T = \frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)} \sim St(n-2)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-2}$ Nếu $\lvert T \rvert > C$, bác bỏ H_0. *Cách 2:* Ta có $t_2 = \frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)}$ Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có: p-value$_2$ = P ($\lvert t \rvert > t_2$), trong đó $t_2 \sim St(n-2)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.

h)	Mô hình có phù hợp hay không với mức ý nghĩa α	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: R^2 = 0 \text{ (Mô hình không phù hợp)} \\ H_1: R^2 > 0 \quad \text{(Mô hình phù hợp)} \end{cases}$ *Cách 1:* Ta dùng thống kê $F = \dfrac{(n-2)R^2}{1-R^2} \sim F(1, n-2)$ Với α cho trước ta tìm được C = $f_\alpha(1, n-2)$ Nếu F > C, bác bỏ H_0. *Cách 2:* Ta có $F = \frac{(n-2)R^2}{1-R^2}$ Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có: p-value = P(F > F-Statistic), trong đó F ~ $F(1, n-2)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.
i)	Dự báo giá trị trung bình của Y khi X = X_0, với độ tin cậy γ cho trước	Với X_0 cho trước ta tìm được $\widehat{Y}_0$ dựa vào phương trình $\widehat{Y}_0 = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_0$. Để dự báo giá trị trung bình của Y, ta dùng thống kê $T = \dfrac{\widehat{Y}_0 - E(Y \mid X = X_0)}{se(\widehat{Y}_0)} \sim St(n-2)$ Độ lệch chuẩn của $\widehat{Y}_0$ $se(\widehat{Y}_0) = \sqrt{var(\widehat{Y}_0)} = \sqrt{\widehat{\sigma}^2 \left[\dfrac{1}{n} + \dfrac{(X_0 - \overline{X})^2}{nS_X^2}\right]}$ Trong đó: $\widehat{\sigma}^2 = \frac{n}{n-2}\left(1 - r_{X,Y}^2\right)S_Y^2$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được C = $t_{\alpha/2}^{n-2}$ Khoảng dự báo cho giá trị trung bình của Y $E(Y \mid X = X_0) \in \left[\widehat{Y}_0 - Cse(\widehat{Y}_0);\ \widehat{Y}_0 + Cse(\widehat{Y}_0)\right]$

j)	Dự báo giá trị cá biệt của Y khi X = X_0, với độ tin cậy γ cho trước	Với X_0 cho trước ta tìm được $\widehat{Y}_0$ dựa vào phương trình $\widehat{Y}_0 = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 X_0$. Để dự báo giá trị cá biệt của Y, ta dùng thống kê $$T = \frac{Y_0 - \widehat{Y}_0}{se(Y_0 - \widehat{Y}_0)} \sim St(n-2)$$ Độ lệch chuẩn của $(Y_0 - \widehat{Y}_0)$ $$se(Y_0 - \widehat{Y}_0) = \sqrt{var(Y_0 - \widehat{Y}_0)} = \sqrt{\widehat{\sigma}^2 + var(\widehat{Y}_0)}$$ Trong đó: $var(\widehat{Y}_0) = \widehat{\sigma}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \overline{X})^2}{nS_X^2}\right]$ và: $\widehat{\sigma}^2 = \frac{n}{n-2}\left(1 - r_{X,Y}^2\right)S_Y^2$ $\begin{matrix} n-2 \\ \alpha/2 \end{matrix}$ Khoảng dự báo cho giá trị cá biệt của Y $$Y_0 \in \left[\widehat{Y}_0 - Cse(Y_0 - \widehat{Y}_0);\ \widehat{Y}_0 + Cse(Y_0 - \widehat{Y}_0)\right]$$
k)	Tính hệ số co giãn của Y theo X tại điểm $(\overline{X}, \overline{Y})$ và giải thích kết quả nhận được	Hệ số co giãn của Y theo X: $$\varepsilon_{Y\|X} = \frac{\partial Y}{\partial X}.\frac{X_0}{Y_0} = \widehat{\beta}_2.\frac{X_0}{Y_0}$$ Tại điểm $(\overline{X}, \overline{Y})$ ta có $$\varepsilon_{Y\|X} = \widehat{\beta}_2.\frac{\overline{X}}{\overline{Y}}$$ Ý nghĩa: Khi X tăng lên 1% thì Y tăng ε% $\left(\text{nếu } \varepsilon_{Y\|X} > 0\right)$ hoặc giảm ε% $\left(\text{nếu } \varepsilon_{Y\|X} < 0\right)$
l)	Hãy viết lại hàm hồi quy khi đơn vị tính thay đổi	Khi $\widehat{Y}$ và X thay đổi đơn vị trở thành Y^* và X^* thì ta có $$Y^* = k_1\widehat{Y} \text{ và } X^* = k_2 X$$ Các hệ số hồi quy tổng thể thay đổi: $$\widehat{\beta}_1' = k_1.\widehat{\beta}_1 \text{ và } \widehat{\beta}_2' = \frac{k_1}{k_2}.\widehat{\beta}_2$$ Mô hình được viết lại như sau: $Y^* = \widehat{\beta}_1' + \widehat{\beta}_2'.X^*$

	MÔ HÌNH HỒI QUY BỘI (NHIỀU BIẾN)	
a)	Tìm mô hình hồi quy tuyến tính mẫu của Y theo X (xét hàm 3 biến)	*Cách 1:* Giải hpt sau $\hat{\beta} = (X^TX)^{-1}.(X^TY) = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \hat{\beta}_3 \end{pmatrix}$ tìm được $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3 \Rightarrow$ Hàm hồi quy tuyến tính mẫu (SRF): $\boldsymbol{\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3}$ Trong đó: $X^TX = \begin{bmatrix} n & \sum X_2 & \sum X_3 \\ \sum X_2 & \sum X_2^2 & \sum X_2X_3 \\ \sum X_3 & \sum X_2X_3 & \sum X_3^2 \end{bmatrix}; \quad X^TY = \begin{pmatrix} \sum Y \\ \sum X_2Y \\ \sum X_3Y \end{pmatrix}$ *Cách 2:* Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có được $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3 \Rightarrow$ Hàm hồi quy tuyến tính mẫu (SRF): $\boldsymbol{\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3}$
b)	Nêu ý nghĩa của các hệ số hồi quy	$\hat{\beta}_1$: Nếu không có X_2 và X_3 ($X_2 = X_3 = 0$) thì Y *trung bình* là $\hat{\beta}_1$ đơn vị. $\hat{\beta}_2$: Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, khi X_2 tăng lên 1 đơn vị thì Y tăng *trung bình* là $\hat{\beta}_2$ đơn vị. $\hat{\beta}_3$: Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, khi X_3 tăng lên 1 đơn vị thì Y tăng *trung bình* là $\hat{\beta}_3$ đơn vị.
c)	Tính hệ số xác định mô hình	*Cách 1:* $R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS}$ trong đó $TSS = Y^TY - n(\overline{Y})^2 = \sum Y^2 - n(\overline{Y})^2 = n.S_Y^2$; $ESS = (\hat{\beta})^T.(X^TY) - n(\overline{Y})^2$; $RSS = TSS - ESS$ *Cách 2:* Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có được $\mathbf{R^2}$ (R – Squared).
d)	Nêu ý nghĩa hệ số xác định mô hình	$R^2 (= a)$: Mô hình giải thích khoảng a% bộ số liệu (khoảng 1-a% chưa giải thích được).

e)	Tìm khoảng tin cậy cho các hệ số hồi quy tổng thể, với độ tin cậy γ	Ta dùng thống kê sau: $T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k); j = \overline{1,k}$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Khoảng ước lượng cho β_j: $$\beta_j \in [\hat{\beta}_j - Cse(\hat{\beta}_j);\ \hat{\beta}_j + Cse(\hat{\beta}_j)]$$ Trong đó: $se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{var(\hat{\beta}_j)}$ $$\left(\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k}\right)$$
f)	Hãy ước lượng phương sai của sai số ngẫu nhiên tổng thể (hay tìm khoảng tin cậy cho phương sai nhiễu) với độ tin cậy γ	Ta dùng thống kê sau: $Y = \frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-k)$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta có $$a = \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-k)\ ;\ b = \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-k)$$ Khoảng ước lượng cho σ^2: $$\sigma^2 \in \left[\frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{b}; \frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{a}\right]$$
g)	Khi X_j thay đổi có ảnh hưởng tới Y hay không với mức ý nghĩa α	Bài toán kiểm định: $$\begin{cases} H_0: \beta_j = 0 \ (X_j \text{ thay đổi không ảnh hưởng tới Y}) \\ H_1: \beta_j \neq 0 \quad (X_j \text{ thay đổi có ảnh hưởng tới Y}) \end{cases}$$ *<u>Cách 1:</u>* Nếu H_0 đúng, ta có thống kê $$T = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Nếu $\lvert T \rvert > C$, bác bỏ H_0. *<u>Cách 2:</u>* Ta có $t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}$ Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có: p-value$_j$ = P ($\lvert t \rvert > t_j$), trong đó $t_j \sim St(n-k)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.

h)	Mô hình có phù hợp hay không với mức ý nghĩa α	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: R^2 = 0 \text{ (Mô hình không phù hợp)} \\ H_1: R^2 > 0 \quad \text{(Mô hình phù hợp)} \end{cases}$ *Cách 1:* Ta dùng thống kê $F = \frac{R^2}{1-R^2} . \frac{n-k}{k-1} \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước ta tìm được $C = f_\alpha(k-1, n-k)$ Nếu F > C, bác bỏ H_0. *Cách 2:* Ta có $F = \frac{R^2}{1-R^2} . \frac{n-k}{k-1}$ Dựa vào bảng hồi quy mô hình bằng Eviews ta có: p-value = P(F > F-Statistic), trong đó $F \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.
i)	Dự báo giá trị trung bình của Y khi $X = X^0$, với độ tin cậy γ cho trước	Với $X^0 = \begin{pmatrix} 1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix}$ cho trước ta tìm được $\hat{Y}_0$ dựa vào phương trình $\hat{Y}_0 = (\hat{\beta})^T X^0 = (\hat{\beta}_1 \quad \hat{\beta}_2 \quad \hat{\beta}_3) . \begin{pmatrix} 1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix}$ Để dự báo giá trị trung bình của Y, ta dùng thống kê $T = \frac{\hat{Y}_0 - E(Y \mid X = X^0)}{se(\hat{Y}_0)} \sim St(n-k)$ Độ lệch chuẩn của $\hat{Y}_0$ $se(\hat{Y}_0) = \sqrt{var(\hat{Y}_0)} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 (X^0)^T (X^T X)^{-1} X^0}$ Trong đó: $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k}$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Khoảng dự báo cho giá trị trung bình của Y $E(Y \mid X = X^0) \in [\hat{Y}_0 - Cse(\hat{Y}_0); \hat{Y}_0 + Cse(\hat{Y}_0)]$

j)	Dự báo giá trị cá biệt của Y khi X = X^0, với độ tin cậy γ cho trước	Với $X^0 = \begin{pmatrix} 1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix}$ cho trước ta tìm được $\widehat{Y}_0$ dựa vào phương trình $\widehat{Y}_0 = (\widehat{\beta})^T X^0 = (\widehat{\beta}_1 \quad \widehat{\beta}_2 \quad \widehat{\beta}_3).\begin{pmatrix} 1 \\ X_2 \\ X_3 \end{pmatrix}$ Để dự báo giá trị cá biệt của Y, ta dùng thống kê $$T = \frac{Y_0 - \widehat{Y}_0}{se(Y_0 - \widehat{Y}_0)} \sim St(n-k)$$ Độ lệch chuẩn của $(Y_0 - \widehat{Y}_0)$ $$se(Y_0 - \widehat{Y}_0) = \sqrt{var(Y_0 - \widehat{Y}_0)} = \sqrt{\widehat{\sigma}^2 + var(\widehat{Y}_0)}$$ Trong đó: $var(\widehat{Y}_0) = \widehat{\sigma}^2 (X^0)^T (X^T X)^{-1} X^0$ và $\widehat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k}$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được C = $t^{n-k}_{\alpha/2}$ Khoảng dự báo cho giá trị cá biệt của Y $$Y_0 \in \left[\widehat{Y}_0 - Cse(Y_0 - \widehat{Y}_0);\ \widehat{Y}_0 + Cse(Y_0 - \widehat{Y}_0)\right]$$
k)	Chọn mô hình nào là phù hợp nhất dựa vào dữ liệu bài toán	*<u>Cách 1:</u>* Nếu đề bài cho $\overline{R}_1^2$ và $\overline{R}_2^2$ ở hai mô hình thì chọn mô hình nào có $\overline{R}^2$ lớn hơn. $$\left(\text{trong đó: } \overline{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\frac{n-1}{n-k}\right)$$ *<u>Cách 2:</u>* Nếu đề bài cho RSS_1 và RSS_2 ở hai mô hình thì chọn mô hình nào có RSS nhỏ hơn.
l)	Tìm khoảng tin cậy cho hai hệ số $(\beta_2 \pm \beta_3)$	Ta dùng thống kê sau: $$T = \frac{(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3) - (\beta_2 \pm \beta_3)}{se(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3)} \sim St(n-k); j = \overline{1,k}$$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được C = $t^{n-k}_{\alpha/2}$ Khoảng ước lượng cho $(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3)$: $$(\beta_2 \pm \beta_3) \in [(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3) - Cse(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3);\ (\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3) + Cse(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3)]$$ Trong đó: $se(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3) = \sqrt{var(\widehat{\beta}_2 \pm \widehat{\beta}_3)} =$ $\sqrt{\left(se(\widehat{\beta}_2)\right)^2 + \left(se(\widehat{\beta}_3)\right)^2 \pm 2cov(\widehat{\beta}_2, \widehat{\beta}_3)}$

m)	Kiểm định giả thuyết cho rằng khi X_j tăng 1 đơn vị thì Y tăng β^* đơn vị	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_j = \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y tăng } \beta^* \text{ đơn vị}) \\ H_1: \beta_j \neq \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y không tăng } \beta^* \text{ đơn vị}) \end{cases}$ Nếu H_0 đúng, ta có thống kê $$T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Nếu $\lvert T \rvert > C$, bác bỏ H_0.
n)	Kiểm định giả thuyết cho rằng khi X_j tăng 1 đơn vị thì Y tăng lớn hơn β^* đơn vị	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_j = \beta^* \text{ hay } \beta_j \leq \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y không tăng hơn } \beta^* \text{ đơn vị}) \\ H_1: \beta_j > \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y tăng hơn } \beta^* \text{ đơn vị}) \end{cases}$ Nếu H_0 đúng, ta có thống kê $$T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha}^{n-k}$ Nếu $T > C$, bác bỏ H_0.
o)	Kiểm định giả thuyết cho rằng khi X_j tăng 1 đơn vị thì Y tăng ít hơn β^* đơn vị	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_j = \beta^* \text{ hay } \beta_j \geq \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y không tăng ít hơn } \beta^* \text{ đơn vị}) \\ H_1: \beta_j < \beta^* & (X_j \text{ tăng 1 đơn vị thì Y tăng ít hơn } \beta^* \text{ đơn vị}) \end{cases}$ Nếu H_0 đúng, ta có thống kê $$T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha}^{n-k}$ Nếu $-T > C$, bác bỏ H_0.

p)	Kiểm định ý kiến cho rằng có nên loại bỏ m biến ra khỏi mô hình (hoặc thêm m biến vào mô hình) hay không	*<u>Cách 1:</u>* Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_j = 0 & \text{(nên loại m biến ra khỏi MH (hoặc không thêm m biến vào MH))} \\ H_1: \beta_j \neq 0 & \text{(không nên loại m biến ra khỏi mô hình (hoặc nên thêm m biến vào MH))} \end{cases}$ Ta có thống kê $F = \frac{RSS_R - RSS_U}{RSS_U} . \frac{n - k_U}{m} = \frac{R_U^2 - R_R^2}{1 - R_R^2} . \frac{n - k_U}{m} \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước ta tìm được $C = f_\alpha(k-1, n-k)$ Nếu F > C, bác bỏ H_0. *<u>Cách 2:</u> Kiểm định Wald (loại bớt biến ra khỏi mô hình)* $\begin{cases} H_0: \beta_j = 0 & \text{(nên loại biến ra khỏi mô hình)} \\ H_1: \beta_j \neq 0 & \text{(không nên loại biến ra khỏi mô hình)} \end{cases}$ Dựa vào bảng kiểm định Wald ta có: p-value = P(F > F-Statistic), trong đó $F \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.

<table>
<tr><td colspan="3">MÔ HÌNH HỒI QUY VỚI BIẾN GIẢ</td></tr>
<tr><td colspan="3">Mô hình quan hệ giữa chi tiêu cá nhân với thu nhập và giới tính của cá nhân đó</td></tr>
<tr><td></td><td>Thành lập mô hình</td><td>$\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}X + \hat{\beta}_3 D \qquad (1)$
Trong đó: Y là chi tiêu, X là thu nhập
D = 1: nam giới, D = 0: nữ giới
❖ Mở rộng mô hình: Với mô hình trên, khi thu nhập cá nhân tăng 1 đơn vị thì chi tiêu tăng $\hat{\beta}$ đơn vị bất kể là nam hay nữ.
Nhưng với giả thiết cho rằng nếu thu nhập tăng 1 đơn vị thì mức chi tiêu tăng thêm của nam và nữ khác nhau thì $\hat{\beta}$ phải là: $\hat{\beta} = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4 . D$
Lúc này mô hình (1) được viết lại:
$\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + (\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4 . D)X + \hat{\beta}_3 D$
Hay:
$\mathbf{\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X + \hat{\beta}_3 D + \hat{\beta}_4 XD} \qquad (\mathbf{2})$
Trong đó: XD được gọi là biến tương tác giữa X và D.
- Khi D = 1: $\hat{Y} = (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3) + (\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4)X$
Đây là hồi quy chi tiêu - thu nhập của nam.
- Khi D = 0: $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X$
Đây là hồi quy chi tiêu - thu nhập của nữ.</td></tr>
<tr><td>a)</td><td>Nếu ý nghĩa của các hệ số hồi quy</td><td>$\hat{\beta}_1$: khi không có thu nhập chi tiêu trung bình của một người nữ là $\hat{\beta}_1$ đơn vị.

$\hat{\beta}_2$: khi thu nhập của một người nữ tăng 1 đơn vị thì chi tiêu trung bình của họ tăng $\hat{\beta}_2$ đơn vị.

$\hat{\beta}_3$: khi không có thu nhập thì chi tiêu trung bình của một người nam chênh lệch so với của một người nữ là $\hat{\beta}_3$ đơn vị (hay chênh lệch về hệ số tung độ gốc giữa hàm hồi qui cho nam và hàm hồi qui cho nữ).

$\hat{\beta}_4$: khi thu nhập của một người nam tăng 1 đơn vị thì chi tiêu của họ tăng nhiều hơn của nữ $\hat{\beta}_4$ đơn vị (nếu $\hat{\beta}_4 > 0$) hay tăng ít hơn của nữ $\hat{\beta}_4$ đơn vị (nếu $\hat{\beta}_4 < 0$) (hay chênh lệch về hệ số độ dốc giữa hàm hồi qui cho nam và hàm hồi qui cho nữ).</td></tr>
</table>

b)	Hãy ước lượng các hệ số hồi quy, với độ tin cậy γ	Ta dùng thống kê sau: $T = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim St(n-k); j = \overline{1,k}$ Với $\alpha = 1 - \gamma$ cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Khoảng ước lượng cho β_j: $$\beta_j \in [\hat{\beta}_j - Cse(\hat{\beta}_j);\ \hat{\beta}_j + Cse(\hat{\beta}_j)]$$ Trong đó: $se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{var(\hat{\beta}_j)}$
c)	Kiểm định sự phù hợp của mô hình hồi quy, với mức ý nghĩa α	Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: R^2 = 0 \text{ (Mô hình không phù hợp)} \\ H_1: R^2 > 0 \text{ (Mô hình phù hợp)} \end{cases}$ Ta dùng thống kê $$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k}{k-1} \sim F(k-1, n-k)$$ Với α cho trước ta tìm được $C = f_\alpha(k-1, n-k)$ Nếu F > C, bác bỏ H_0.
d)	Chi tiêu về loại hàng A của nam và nữ có giống nhau hay không ? Kết luận với mức ý nghĩa α	❖ Bài toán kiểm định: $\begin{cases} H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0: \text{ (Chi tiêu nam nữ giống nhau)} \\ H_1: \beta_3 \neq 0 \cup \beta_4 \neq 0: \text{ (Chi tiêu nam nữ không giống nhau)} \end{cases}$ ❖ Kiểm định giả thiết: $\begin{cases} H_0: \beta_3 = 0: \text{ (Biến D thay đổi không ảnh hưởng tới Y)} \\ H_1: \beta_3 \neq 0: \text{ (Biến D thay đổi có ảnh hưởng tới Y)} \end{cases}$ Ta có thống kê: $t = \frac{\hat{\beta}_3}{se(\hat{\beta}_3)} \sim st(n-k)$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Nếu $\lvert T \rvert > C$, bác bỏ H_0. ❖ Kiểm định giả thiết: $\begin{cases} H_0: \beta_4 = 0: \text{ (Biến XD thay đổi không ảnh hưởng tới Y)} \\ H_1: \beta_4 \neq 0: \text{ (Biến XD thay đổi có ảnh hưởng tới Y)} \end{cases}$ Ta có thống kê: $t = \frac{\hat{\beta}_4}{se(\hat{\beta}_4)} \sim st(n-k)$ Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-k}$ Nếu $\lvert T \rvert > C$, bác bỏ H_0. ❖ Kết luận: Nếu kết quả hai kiểm định trên cùng chấp nhận H_0 thì chi tiêu nam nữ không khác nhau (giống nhau). Ngược lại, nếu kết quả hai kiểm định trên cùng bác bỏ hoặc vừa có chấp nhận và bác bỏ H_0 thì chi tiêu nam nữ khác nhau.

<table>
<tr><th colspan="3">KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT MÔ HÌNH</th></tr>
<tr><th colspan="3">1. Phương sai thay đổi</th></tr>
<tr><td>a)</td><td>Kiểm định Park
(ước lượng mô hình hồi quy $\ln e_i^2 = \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + \varepsilon_i$)</td><td>Giả thuyết:
$\begin{cases} H_0: \beta_2 = 0 & \text{(không có hiện tượng phương sai thay đổi)} \\ H_1: \beta_2 \neq 0 & \text{(có hiện tượng phương sai thay đổi)} \end{cases}$
<u>Cách 1:</u> Nếu H_0 đúng, ta có thống kê
$$T = \frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)} \sim St(n-2)$$
Với α cho trước ta tìm được $C = t_{\alpha/2}^{n-2}$
Nếu $|T| > C$, bác bỏ H_0.
<u>Cách 2:</u> Ta có $t_2 = \frac{\hat{\beta}_2}{se(\hat{\beta}_2)}$
Dựa vào bảng kiểm định Park bằng phần mềm Eviews ta có được: p-value$_2$ = P ($|t| > t_2$), trong đó $t_2 \sim St(n-2)$
Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.</td></tr>
<tr><td>b)</td><td>Kiểm định Glejser</td><td>Giả thuyết:
$\begin{cases} H_0: & \text{(không có hiện tượng phương sai thay đổi)} \\ H_1: & \text{(có hiện tượng phương sai thay đổi)} \end{cases}$
<u>Cách 1:</u> Với α cho trước ta tìm được: $\chi_\alpha^2(k-1)$ (tra bảng phân phối Chi bình phương).
Nếu $nR^2 > \chi_\alpha^2(k-1)$, bác bỏ giả thuyết H_0.
<u>Cách 2:</u> Dựa vào bảng kiểm định Glejser bằng phần mềm Eviews ta có được: p-value = P ($\chi_\alpha^2(k-1)$).
Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.</td></tr>
<tr><td>c)</td><td>Kiểm định White</td><td>Giả thuyết:
$\begin{cases} H_0: & \text{(không có hiện tượng phương sai thay đổi)} \\ H_1: & \text{(có hiện tượng phương sai thay đổi)} \end{cases}$
<u>Cách 1:</u> Với α cho trước ta tìm được: $\chi_\alpha^2(k-1)$ (tra bảng phân phối Chi bình phương).
Nếu $nR^2 > \chi_\alpha^2(k-1)$, bác bỏ giả thuyết H_0.
<u>Cách 2:</u> Dựa vào bảng kiểm định White bằng phần mềm Eviews ta có được: p-value = P ($\chi_\alpha^2(k-1)$).
Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.</td></tr>
<tr><th colspan="3">2. Đa cộng tuyến</th></tr>
</table>

a)	Khái niệm	Đa cộng tuyến là hiện tượng mà các biến độc lập trong mô hình phụ thuộc tuyến tính với nhau dưới dạng hàm số.

b)	Phát hiện đa cộng tuyến	Có 4 cách phát hiện đa cộng tuyến: *<u>Cách 1:</u>* Hệ số R^2 lớn nhưng tỷ số t nhỏ Trong trường hợp R^2 cao (thường $R^2 > 0,8$) mà tỷ số t thấp thì đó chính là dấu hiệu của hiện tượng đa cộng tuyến. Nhược điểm: Chỉ thể hiện rõ khi có đa cộng tuyến ở mức độ cao. *<u>Cách 2:</u>* Hệ số tương quan giữa các cặp biến giải thích cao $r_{X,Z} = \dfrac{\sum(X_i - \overline{X})(Z_j - \overline{Z})}{\sqrt{\sum(X_i - \overline{X})^2 (Z_j - \overline{Z})^2}}$ - Ta có thể dùng ma trận tương quan (Correlation Matrix) để tìm tất cả các hệ số tương quan $r_{X,Z}$ - Theo Kennedy, nếu hệ số tương quan từ 0,8 trở lên thì đa cộng tuyến trở nên nghiêm trọng. • Nếu r_{23} hoặc r_{24} hoặc r_{34} cao thì mô hình có đa cộng tuyến. Điều ngược lại không đúng, nếu các r nhỏ thì chưa biết có đa cộng tuyến hay không. *<u>Cách 3:</u>* Dùng mô hình hồi quy phụ (hồi quy của mỗi biến độc lập theo các biến độc lập còn lại Kiểm định giả thuyết: $\begin{cases} H_0: R_j^2 = 0 \text{ (Mô hình không có đa cộng tuyến)} \\ H_1: R_j^2 > 0 \text{ (Mô hình có đa cộng tuyến)} \end{cases}$ Ta dùng thống kê $F = \dfrac{R_j^2}{1 - R_j^2} \cdot \dfrac{n-k}{k-1} \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước ta tìm được $C = f_\alpha(k-1, n-k)$ Nếu F > C, bác bỏ H_0. • Hoặc dựa vào bảng hồi quy bằng Eviews của mô hình hồi quy phụ ta có: p-value = P(F > F-Statistic), trong đó $F \sim F(k-1, n-k)$ Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0. *<u>Cách 4:</u>* Dùng nhân tử phóng đại phương sai (VIF) $VIF_j = \dfrac{1}{1 - R_j^2}$ Trong đó R_j^2 là hệ số xác định của mô hình hồi quy phụ. Nếu $VIF_j > 10$ thì X_j có đa cộng tuyến cao với các biến giải thích khác.

		• Với mô hình 3 biến thì: $$\text{VIF} = \frac{1}{1 - r^2_{X_2,X_3}}$$
c)	Khắc phục đa cộng tuyến	- Sử dụng thông tin tiên nghiệm - Loại trừ một biến độc lập ra khỏi mô hình - Thu thập thêm số liệu hoặc lấy mẫu mới - Sử dụng phương trình sai phân cấp 1 - Giảm tương quan trong các hàm hồi quy đa thức
	3. Tự tương quan	
a)	Kiểm định Breusch – Godfrey (BG)	Giả thuyết: $\begin{cases} H_0\text{: (không có tự tương quan bậc } \rho) \\ H_1\text{: (có tự tương quan bậc } \rho) \end{cases}$ *<u>Cách 1:</u>* Với n đủ lớn, ta có $(n-\rho)R^2 \sim \chi^2_\alpha(\rho)$ Nếu $(n-\rho)R^2 > \chi^2_\alpha(\rho)$, bác bỏ giả thuyết H_0. *<u>Cách 2:</u>* Dựa vào bảng kiểm định BG bằng phần mềm Eviews ta có được: p-value = P $(\chi^2_\alpha(\rho))$. Với α cho trước, nếu p-value < α, bác bỏ H_0.
b)	Kiểm định d của Durbin - Watson	➢ Trường hợp tự tương quan bậc nhất (với n và k', tra bảng thống kê d ta tìm được d_U và d_L): - Nếu $0 < d < d_L$: có tự tương quan dương. - Nếu $d_L < d < d_U \cup (4 - d_U) < d < (4 - d_L)$: không đủ chứng cứ để kết luận. - Nếu $d_U < d < 4 - d_U$: không có tự tương quan. - Nếu $4 - d_L < d < 4$: có tự tương quan âm. ➢ Trường hợp khác, người ta sử dụng quy tắc sau: - Nếu $0 < d < 1$: Mô hình có tự tương quan dương. - Nếu $1 < d < 3$: Mô hình không có tự tương quan. - Nếu $3 < d < 4$: Mô hình có tự tương quan âm.