

BÀI TOÁN	HAI BIẾN	ĐA BIẾN
1. Tính	n = số mẫu $\sum X \sum Y \sum XY \sum X^2 \sum Y^2 \bar{X} = \frac{\sum X}{n} \bar{Y} = \frac{\sum Y}{n}$ (Khuyến nên tính ngay đầu bài để dùng dần, lúc này đầu óc còn sáng suốt để tính toán ^^)	
2. Xác định PRF	$Y = \alpha + \beta X + U$	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1} + U$
3. Xác định SRF	$\hat{\beta} = \frac{\sum xy}{\sum x^2} = \frac{\sum XY - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum X^2 - n(\bar{X})^2}$ $\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$ → SRF: $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$	$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1}$ Các giá trị $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots$ Sẽ lấy trong bảng kết quả, nhiều biến Thầy sẽ ko cho tính toán (đỡ khổ ghê lun hehe !!!)
4. Ý nghĩa của các hệ số hồi quy	$\hat{\beta} > 0$ X tăng 1 đơn vị thì Y tăng $\hat{\beta}$ đơn vị. $\hat{\beta} < 0$ X tăng 1 đơn vị thì Y giảm $\hat{\beta}$ đơn vị.	(nói ý nghĩa của biến nào thì cố định các biến còn lại) Ví dụ nói ý nghĩa của $\hat{\beta}_1$ thì cố định các biến $X_2, X_3, \dots$ $\hat{\beta}_1 > 0$ X_2 không đổi, nếu X_1 tăng 1 đơn vị thì Y tăng $\hat{\beta}_1$ đơn vị. $\hat{\beta}_1 < 0$ X_2 không đổi, nếu X_1 tăng 1 đơn vị thì Y giảm $\hat{\beta}_1$ đơn vị. Tương tự cho các biến còn lại ...
5. Tổng các bình phương	$TSS = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2$ 3 giá trị $ESS = \hat{\beta}^2 \cdot \sum x^2$ này > 0 $RSS = TSS - ESS$	$TSS = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2$ $ESS = \hat{\beta}^T \cdot X^T \cdot Y - n(\bar{Y})^2$ $RSS = TSS - ESS$ phải giải ma trận, nhưng điều này ko phải lo
6. Tính hệ số xác định	$R^2 = \frac{ESS}{TSS}$	$R^2 = \frac{ESS}{TSS}$
7. Hệ số xác định hiệu chỉnh	$\bar{R}^2 = R^2 + (1 - R^2) \frac{1 - 2}{n - 2}$ $\bar{R}^2$ có thể âm, trong trường hợp này, quy ước $\bar{R}^2 = 0$	$\bar{R}^2 = R^2 + (1 - R^2) \frac{1 - k}{n - k}$ Với k là số tham số của mô hình Vd: (SRF) $\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 \rightarrow$ mô hình 3 biến $\rightarrow k = 3$, với các tham số Y, X_1, X_2
8. Ước lượng của $\sigma_{\hat{\alpha}}, \sigma_{\hat{\beta}}$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n - 2}$ $se(\hat{\alpha}) = \sqrt{\frac{\sum X^2 \cdot \hat{\sigma}^2}{n \sum x^2}}$ $se(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x^2}}$	Cái này sẽ tra bảng kết quả ra $\hat{\sigma}^2 = (\hat{\sigma})^2 \rightarrow$ dòng S.E. of regression $se(\hat{\beta}_0) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 1 $se(\hat{\beta}_1) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 2 $se(\hat{\beta}_2) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 3

9. Kiểm định sự phù hợp mô hình SRF, mức ý nghĩa α

• Phương pháp giá trị tới hạn:

B1: Lập giả thiết $H_0: \beta=0$; $H_1: \beta \neq 0$

tính

$$F_0 = \frac{R^2 (n-2)}{1-R^2}$$

B2: tra bảng F, giá trị tới hạn

$$F_{\alpha}(1, n-2)$$

B3: so sánh F_0 và $F_{\alpha}(1, n-2)$

+ $F_0 > F_{\alpha}(1, n-2)$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ **hàm SRF phù hợp với mẫu**

+ $F_0 < F_{\alpha}(1, n-2)$: chấp nhận H_0

$F_{\alpha}(1, n-2)$	$F_{\alpha}(1, n-2)$
Bác bỏ	Chấp nhận

F_0

• Phương pháp giá trị p-value:

(cách này sẽ làm khi đề cho sẵn bảng kết quả)

Lấy giá trị p-value ứng với F_0 (ô cuối cùng góc phải chữ *Prod(F-statistic)*)

Tiến hành so sánh p-value và α :

+ p-value < α : bác bỏ $H_0 \rightarrow$ **hàm SRF phù hợp với mẫu**

+ p-value > α : chấp nhận H_0

p-value	p-value
Bác bỏ	Chấp nhận

α

• Phương pháp giá trị tới hạn:

B1: Lập giả thiết $H_0: R^2=0$; $H_1: R^2 > 0$

tính

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

B2: tra bảng F, giá trị tới hạn

$$F_{\alpha}(k-1, n-k)$$

B3: so sánh F_0 và $F_{\alpha}(k-1, n-k)$

+ $F_0 > F_{\alpha}(k-1, n-k)$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ **hàm SRF phù hợp với mẫu**

+ $F_0 < F_{\alpha}(k-1, n-k)$: chấp nhận H_0

$F_{\alpha}(k-1, n-k)$	$F_{\alpha}(k-1, n-k)$
Bác bỏ	Chấp nhận

F_0

• Phương pháp giá trị p-value:

(cách này sẽ làm khi đề cho sẵn bảng kết quả)

Lấy giá trị p-value ứng với F_0 (ô cuối cùng góc phải chữ *Prod(F-statistic)*)

Tiến hành so sánh p-value và α :

+ p-value < α : bác bỏ $H_0 \rightarrow$ **hàm SRF phù hợp với mẫu**

+ p-value > α : chấp nhận H_0

p-value	p-value
Bác bỏ	Chấp nhận

α

10. Kiểm định giả thiết biến độc lập có ảnh hưởng lên biến phụ thuộc không?	Giả thiết: $H_0: \beta = 0 \qquad H_1: \beta \neq 0$ Phương pháp giá trị tới hạn: <u>B1</u>: Tính: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - 0}{se(\hat{\beta})}$ <u>B2</u>: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ <u>B3</u>: So sánh t_0 và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ + $t_0 > t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ biến độc lập (X) ảnh hưởng lên biến phụ thuộc (Y) + $t_0 < t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$: chấp nhận H_0 <table><tr><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$</td><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td></td><td>t_0</td></tr></table> Phương pháp p-value: Lấy giá trị p-value tương ứng với biến độc lập mình đang xét Tiến hành so sánh p-value và α: + p-value < α: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ biến độc lập (X) ảnh hưởng lên biến phụ thuộc (Y) + p-value > α: chấp nhận H_0 <table><tr><td>p-value</td><td>p-value</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td>α</td><td></td></tr></table>	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	Bác bỏ	Chấp nhận		$ t_0 $	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α		Giả thiết: $H_0: \beta = 0 \qquad H_1: \beta \neq 0$ Phương pháp giá trị tới hạn: <u>B1</u>: Tính: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - 0}{se(\hat{\beta})}$ <u>B2</u>: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ <u>B3</u>: So sánh t_0 và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ + $t_0 > t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ biến độc lập (X) ảnh hưởng lên biến phụ thuộc (Y) + $t_0 < t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$: chấp nhận H_0 <table><tr><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$</td><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td></td><td>t_0</td></tr></table> Phương pháp p-value: Lấy giá trị p-value tương ứng với biến độc lập mình đang xét Tiến hành so sánh p-value và α: + p-value < α: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ biến độc lập (X) ảnh hưởng lên biến phụ thuộc (Y) + p-value > α: chấp nhận H_0 <table><tr><td>p-value</td><td>p-value</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td>α</td><td></td></tr></table>	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	Bác bỏ	Chấp nhận		$ t_0 $	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α	
$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
	$ t_0 $																									
p-value	p-value																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
α																										
$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
	$ t_0 $																									
p-value	p-value																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
α																										
11. Kiểm định giả thiết $H_0: \beta = \beta_0$; $H_1: \beta \neq \beta_0$ Với mức ý nghĩa α	Phương pháp giá trị tới hạn: <u>B1</u>: Tính: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{se(\hat{\beta})}$ <u>B2</u>: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ <u>B3</u>: So sánh t_0 và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ + $t_0 > t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$: bác bỏ H_0 + $t_0 < t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$: chấp nhận $H_0 \rightarrow$ có thể xem $\beta = \beta_0$ <table><tr><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$</td><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td></td><td>t_0</td></tr></table> Phương pháp giá trị tới hạn: <u>B1</u>: Tính: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{se(\hat{\beta})}$ <u>B2</u>: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ <u>B3</u>: So sánh t_0 và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ + $t_0 > t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$: bác bỏ H_0 + $t_0 < t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$: chấp nhận $H_0 \rightarrow$ có thể xem $\beta = \beta_0$ <table><tr><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$</td><td>$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr><tr><td></td><td>t_0</td></tr></table>	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	Bác bỏ	Chấp nhận		$ t_0 $	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	Bác bỏ	Chấp nhận		$ t_0 $													
$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
	$ t_0 $																									
$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$																									
Bác bỏ	Chấp nhận																									
	$ t_0 $																									

	Phương pháp p-value: Lấy giá trị p-value tương ứng với biến độc lập mình đang xét Tiến hành so sánh p-value và α: + p-value < α: bác bỏ H_0 + p-value > α: chấp nhận $H_0 \rightarrow$ có thể xem $\beta = \beta_0$ <table><tr><td>p-value</td><td>p-value</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr></table> α	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	Phương pháp p-value: Lấy giá trị p-value tương ứng với biến độc lập mình đang xét Tiến hành so sánh p-value và α: + p-value < α: bác bỏ H_0 + p-value > α: chấp nhận $H_0 \rightarrow$ có thể xem $\beta = \beta_0$ <table><tr><td>p-value</td><td>p-value</td></tr><tr><td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td></tr></table> α	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận
p-value	p-value									
Bác bỏ	Chấp nhận									
p-value	p-value									
Bác bỏ	Chấp nhận									
12. Xác định khoảng tin cậy của α	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$								
Với mức ý nghĩa α (đề ko cho thì lấy $\alpha=0,05$)	Tính $\widehat{se}(\hat{\alpha}) = \sqrt{\frac{\sum X^2 \cdot \hat{\sigma}^2}{n \sum x^2}}$	Tính $\widehat{se}(\hat{\alpha})$ tra bảng kết quả								
	Khoảng tin cậy của α :	Khoảng tin cậy của α :								
	$\hat{\alpha} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} \cdot \widehat{se}(\hat{\alpha})$	$\hat{\alpha} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)} \cdot \widehat{se}(\hat{\alpha})$								
13. Xác định khoảng tin cậy của β	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$								
Với mức ý nghĩa α (đề ko cho thì lấy $\alpha=0,05$)	Tính $\widehat{se}(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x^2}}$	Tính $\widehat{se}(\hat{\beta})$ tra bảng kết quả								
	Khoảng tin cậy của β :	Khoảng tin cậy của β :								
	$\hat{\beta} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} \cdot \widehat{se}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)} \cdot \widehat{se}(\hat{\beta})$								
14. Xác định khoảng tin cậy của phương sai $\text{var}(U_i) = \sigma^2$	Độ tin cậy: $1 - \alpha = a\%$	Độ tin cậy: $1 - \alpha = a\%$								
	$\rightarrow \alpha = 100\% - a\%$	$\rightarrow \alpha = 100\% - a\%$								
Với độ tin cậy $(1 - \alpha)$	Tra bảng Chi-square các giá trị:	Tra bảng Chi-square các giá trị:								
	$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n - 2) \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n - 2)$	$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n - k) \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n - k)$								
	Khoảng tin cậy của σ^2 :	Khoảng tin cậy của σ^2 :								
	$\left(\frac{(n - 2) \hat{\sigma}^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n - 2)} ; \frac{(n - 2) \hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n - 2)} \right)$	$\left(\frac{(n - k) \hat{\sigma}^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n - k)} ; \frac{(n - k) \hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n - k)} \right)$								

15. Kiểm định giả thiết $H_0: \sigma = \sigma_0; H_1: \sigma \neq \sigma_0$ Với mức ý nghĩa α	Phương pháp giá trị tới hạn <u>B1:</u> Tính $\chi_0^2 = \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma_0^2}$ <u>B2:</u> So sánh $+ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2) < \chi_0^2 < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$ $\Rightarrow$ chấp nhận $H_0, \sigma = \sigma_0$ $+ \chi_0^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2) \Rightarrow$ bác bỏ H_0 $+ \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2) < \chi_0^2 \Rightarrow$ bác bỏ H_0 <table border="1" data-bbox="371 667 756 779"> <tr> <td>χ_0^2</td><td>χ_0^2</td><td>χ_0^2</td></tr> <tr> <td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td><td>Bác bỏ</td></tr> <tr> <td></td><td>$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$</td><td>$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$</td></tr> </table>	χ_0^2	χ_0^2	χ_0^2	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ		$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$	$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$	Phương pháp giá trị tới hạn <u>B1:</u> Tính $\chi_0^2 = \frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{\sigma_0^2}$ <u>B2:</u> So sánh $+ \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k) < \chi_0^2 < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$ $\Rightarrow$ chấp nhận $H_0, \sigma = \sigma_0$ $+ \chi_0^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k) \Rightarrow$ bác bỏ H_0 $+ \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k) < \chi_0^2 \Rightarrow$ bác bỏ H_0 <table border="1" data-bbox="941 667 1326 779"> <tr> <td>χ_0^2</td><td>χ_0^2</td><td>χ_0^2</td></tr> <tr> <td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td><td>Bác bỏ</td></tr> <tr> <td></td><td>$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$</td><td>$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$</td></tr> </table>	χ_0^2	χ_0^2	χ_0^2	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ		$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$	$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$
χ_0^2	χ_0^2	χ_0^2																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
	$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$	$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$																		
χ_0^2	χ_0^2	χ_0^2																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
	$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$	$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$																		
	Phương pháp giá trị p-value <u>B1:</u> Lấy giá trị p-value trong bảng kết quả <u>B2:</u> So sánh $+ \frac{\alpha}{2} < \text{p-value} < 1 - \frac{\alpha}{2} \rightarrow$ chấp nhận $H_0, \sigma = \sigma_0$ $+ \text{p-value} < \frac{\alpha}{2} \rightarrow$ bác bỏ H_0 $+ 1 - \frac{\alpha}{2} < \text{p-value} \rightarrow$ bác bỏ H_0 <table border="1" data-bbox="371 1160 756 1317"> <tr> <td>p-value</td><td>p-value</td><td>p-value</td></tr> <tr> <td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td><td>Bác bỏ</td></tr> <tr> <td></td><td>$\frac{\alpha}{2}$</td><td>$1 - \frac{\alpha}{2}$</td></tr> </table>	p-value	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ		$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$	Phương pháp giá trị p-value <u>B1:</u> Lấy giá trị p-value trong bảng kết quả <u>B2:</u> So sánh $+ \frac{\alpha}{2} < \text{p-value} < 1 - \frac{\alpha}{2} \rightarrow$ chấp nhận $H_0, \sigma = \sigma_0$ $+ \text{p-value} < \frac{\alpha}{2} \rightarrow$ bác bỏ H_0 $+ 1 - \frac{\alpha}{2} < \text{p-value} \rightarrow$ bác bỏ H_0 <table border="1" data-bbox="941 1093 1326 1249"> <tr> <td>p-value</td><td>p-value</td><td>p-value</td></tr> <tr> <td>Bác bỏ</td><td>Chấp nhận</td><td>Bác bỏ</td></tr> <tr> <td></td><td>$\frac{\alpha}{2}$</td><td>$1 - \frac{\alpha}{2}$</td></tr> </table>	p-value	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ		$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$
p-value	p-value	p-value																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
	$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$																		
p-value	p-value	p-value																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
	$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$																		
16. Hệ số co giãn, ý nghĩa	$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}}$ Nếu X(vd: thu nhập) tăng 1% thì Y (vd: chi tiêu) tăng $E_{YX}\%$																			
17. Đổi đơn vị	$\hat{Y}^* = \hat{\alpha}^* + \hat{\beta}^* X^*$ Trong đó: k_1 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ và mới của Y k_2 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ và mới của X $\hat{\alpha}^* = k_1 \hat{\alpha} \hat{\beta}^* = \frac{k_1}{k_2} \hat{\beta}$	$\hat{Y}^* = \hat{\beta}_0^* + \hat{\beta}_1^* X_1^* + \hat{\beta}_2^* X_2^*$ Trong đó: k_0 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ và mới của Y k_1 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ và mới của X_1 k_2 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ và mới của X_2 $\hat{\beta}_0^* = k_0 \hat{\beta}_0 \hat{\beta}_1^* = \frac{k_0}{k_1} \hat{\beta}_1 \hat{\beta}_2^* = \frac{k_0}{k_2} \hat{\beta}_2$																		
18. Dự đoán (dự báo) điểm Dùng??? Khi cho X_0 yêu cầu tính Y	Thay giá trị X_0 vào phương trình SRF: $\hat{Y}_0 = \alpha + \beta X_0$	Dự báo cho hồi quy nhiều biến chỉ xét dự báo điểm. Thay giá trị X_1^0, X_2^0 vào phương trình SRF: $\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1^0 + \hat{\beta}_2 X_2^0$																		

19. Dự đoán (dự báo) khoảng	Dự đoán (dự báo) giá trị cá biệt Dùng??? Khi cho X_o và độ tin cậy $(1 - \alpha)$, yêu cầu ước lượng giá trị. Thay giá trị X_o vào phương trình SRF: $\hat{Y}_o = \alpha + \beta X_o$ $\text{var}(\hat{U}_o) = \text{var}(Y_o - \hat{Y}_o)$ $= \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_o - \bar{X})^2}{\sum x_i^2} \right]$ $\text{se}(\hat{U}_o) = \sqrt{\text{var}(\hat{U}_o)}$ Khoảng tin cậy $(1-\alpha)\%$ của Y_o/X_o là: $\hat{Y}_o \pm t_{\alpha}^{(n-2)} \text{se}(\hat{U}_o)$	
	Dự đoán (dự báo) giá trị trung bình Dùng??? - Khi yêu cầu dự đoán mà không cho độ tin cậy $(1 - \alpha)$ - Khi cho X_o và độ tin cậy $(1 - \alpha)$, yêu cầu ước lượng giá trị trung bình. Thay giá trị X_o vào phương trình SRF: $\hat{Y}_o = \alpha + \beta X_o$ $\text{var}(\hat{Y}_o) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(X_o - \bar{X})^2}{\sum x_i^2} \right]$ $\text{se}(\hat{Y}_o) = \sqrt{\text{var}(\hat{Y}_o)}$ Khoảng tin cậy $(1-\alpha)\%$ của $E(Y_o/X_o)$ là: $\hat{Y}_o \pm t_{\alpha}^{(n-2)} \text{se}(\hat{Y}_o)$	
20. So sánh R^2	Chỉ số sánh được khi thỏa 3 điều kiện sau: 1. Cùng cỡ mẫu n. 2. Cùng số biến độc lập. (nếu ko cùng số biến độc lập thì dùng $\bar{R}^2$) 3. Cùng dạng hàm biến phụ thuộc	Chỉ số sánh được khi thỏa 3 điều kiện sau: 1. Cùng cỡ mẫu n. 2. Cùng số biến độc lập. (nếu ko cùng số biến độc lập thì dùng $\bar{R}^2$) 3. Cùng dạng hàm biến phụ thuộc
21. Thêm biến vào mô hình, với mức ý nghĩa α	<u>B1</u>: tính R^2 (3 biến) ; $\bar{R}^2$ (3 biến) ; R^2 (2 biến) ; $\bar{R}^2$ (2 biến) <u>B2</u>: So sánh $\bar{R}^2$ (3 biến) và $\bar{R}^2$ (2 biến) Nếu $\bar{R}^2$ (3 biến) $<$ $\bar{R}^2$ (2 biến): không thêm biến vào mô hình Nếu $\bar{R}^2$ (3 biến) $>$ $\bar{R}^2$ (2 biến): có thể thêm biến vào mô hình, cần làm thêm công việc sau: kiểm định biến thêm vào có ý nghĩa ko, sau đó mới chắc chắn có thêm biến vào ko? CÔNG VIỆC KIỂM ĐỊNH THỰC HIỆN GIỐNG CÔNG THỨC SỐ 10	

NHẬN XÉT:

1. Làm sao nhớ hết công thức???? → Học công thức hàm đa biến thôi, nhớ cái k của công thức – cái này chính là số tham số của phương trình. → Vậy là hàm 2 biến thay k=2, hàm 3 biến thay k=3, (thía là xong phần công thức *_^)
2. Luyên tập như thế nào???? → ôn tới dạng nào thì xem công thức đó cho chắc (thía là oki rồi ^ ^)

Ý NGHĨA HỆ SỐ HỒI QUY VÀ HỆ SỐ CO GIẢN CỦA CÁC MÔ HÌNH

1. Mô hình tuyến tính:

$$Y = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * X$$

Ý nghĩa hệ số hồi quy: Nếu X tăng 1 đơn vị thì Y tăng $\hat{\beta}$ đơn vị (Với điều kiện các yếu tố khác không đổi)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \quad \bar{X}, \bar{Y} \text{ ta đã tính lúc đầu}$$

Ý nghĩa hệ số co giãn: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $E_{YX}\%$

2. Mô hình lin-log:

$$Y = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * \log X$$

Ý nghĩa hệ số hồi quy: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $(\hat{\beta}/100)$ đơn vị (Với điều kiện các yếu tố khác không đổi)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{1}{\bar{Y}}$$

Ý nghĩa hệ số co giãn: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $E_{YX}\%$

3. Mô hình log-lin:

$$\log Y = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * X$$

Ý nghĩa hệ số hồi quy: Nếu X tăng lên 1 đơn vị thì Y tăng lên $(\hat{\beta} * 100)\%$ (Với điều kiện các yếu tố khác không đổi)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{\bar{X}}{1} = \hat{\beta} \bar{X}$$

Ý nghĩa hệ số co giãn: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $E_{YX}\%$

4. Mô hình tuyến tính log:

$$\log Y = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * \log X$$

Ý nghĩa hệ số hồi quy: Nếu X tăng 1% thì Y tăng $\hat{\beta}\%$ (Với điều kiện các yếu tố khác không đổi)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{1}{1} = \hat{\beta}$$

Ý nghĩa hệ số co giãn: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $E_{YX}\%$

5. Mô hình nghịch đảo:

$$Y = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * \frac{1}{X}$$

Ý nghĩa hệ số hồi quy: X tăng lên thì Y cũng tăng lên theo, nhưng Y đối đa là $\hat{\alpha}$ đơn vị (Với điều kiện các yếu tố khác không đổi)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{1}{\bar{X}\bar{Y}}$$

Ý nghĩa hệ số co giãn: Nếu X tăng lên 1% thì Y tăng lên $E_{YX}\%$

MẸO:

- a. Cách nói ý nghĩa hệ số hồi quy:

a.1 Tham số nào có log thì đơn vị là %, còn lại thì dùng đơn vị đề bài cho

a.2 Tham số X có log, Y ko log thì nói ý nghĩa của Y nhớ hệ số là $(\hat{\beta}/100)$

a.3 Tham số X ko log, Y có log thì nói ý nghĩa của Y nhớ hệ số là $(\hat{\beta} * 100)$

- b. Hệ số co giãn E_{YX} : từ công thức gốc $E_{YX} = \hat{\beta} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}}$ tham số nào có log thì giá trị trung bình của tham số đó = 1

TRÌNH BÀY KẾT HỒI QUY

$$\begin{aligned} \hat{Y}_i &= \hat{\alpha} & \hat{\beta} & ; & n &= ??? \\ se &= \widehat{se\hat{\alpha}} & \widehat{se\hat{\beta}} & ; & R^2 &= ??? \\ t &= t(\hat{\alpha}) = \frac{\hat{\alpha}}{\widehat{se\hat{\alpha}}} & t(\hat{\beta}) = \frac{\hat{\beta}}{\widehat{se\hat{\beta}}} & ; & F_0 &= ??? \\ TSS &= ??? ; ESS = ??? ; RSS = ??? ; \hat{\sigma}^2 = ??? \end{aligned}$$

ĐỌC BẢNG KẾT QUẢ HỒI QUY

Variable	Const	Std. Error	t-Statistic	p-value
C→ $\hat{\beta}_0$	Coefficient			Prob.
X1→ $\hat{\beta}_1$				
X2→ $\hat{\beta}_2$				
R-squared → R^2	0.909573	Mean dependent var→ $\bar{Y}$		9.000000
Adjusted R-squared → $\bar{R}^2$	0.873402	S.D.dependent var→ S_Y		2.878492
S.E. of regression → $\hat{\sigma}$	1.024183			
Sum squared resid → RSS	5.244755			
		F-statistic → F_0		25.14667
		Prob(F-statistic) → p-value(F₀)		0.002459

THAY ĐỔI SỐ HẠNG ĐỘ ĐỐC VÀ SỐ HẠNG TUNG ĐỘ GỐC KHI NÀO??? (câu này có thể chiếm 1đ)

- Thay đổi số hạng hệ số gốc (số hạng độ góc) khi thêm D vào β
- Thay đổi số hạng tung độ gốc khi thêm D vào α

Ta có 3 trường hợp như sau:

Ta có 3 cách sử dụng biến giả như sau:

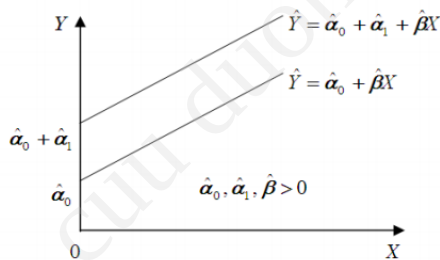
5.2.1.1 TH1: Dịch chuyển số hạng tung độ gốc.

Đặt: $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 D$. Khi đó hàm hồi quy PRF có dạng:

$$Y = \alpha + \beta X + U = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta X + U \quad (5.3)$$

Hồi quy mẫu SRF ứng với nữ ($D=0$): $\hat{Y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}X$

SRF ứng với nam ($D=1$): $\hat{Y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}X$



5.2.1.2 TH2: Dịch chuyển số hạng độ dốc.

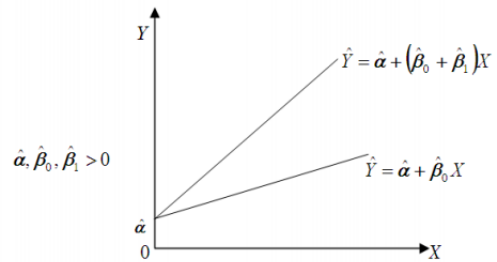
Đặt $\beta = \beta_0 + \beta_1 D$. Mô hình hồi quy PRF có dạng:

$$Y = \alpha + \beta X + U = \alpha + (\beta_0 + \beta_1 D)X + U = \alpha + \beta_0 X + \beta_1 (D \cdot X) + U \quad (5.4)$$

Với ($D \cdot X$) được gọi là biến tương tác.

Hàm hồi quy SRF ứng với nữ: $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0 X$

SRF ứng với nam: $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0 X + \hat{\beta}_1 X = \hat{\alpha} + (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1)X$



5.2.1.3 TH3: Dịch chuyển cả số hạng độ dốc và số hạng tung độ gốc.

Đặt: $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 D$, $\beta = \beta_0 + \beta_1 D$. Hàm hồi quy PRF có dạng:

$$Y = \alpha + \beta X + U = (\alpha_0 + \alpha_1 D) + (\beta_0 + \beta_1 D)X + U = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 X + \beta_1 (D \cdot X) + U \quad (5.5)$$

Hàm SRF ứng với nữ: $\hat{Y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_0 X$

SRF ứng với nam: $\hat{Y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_0 X + \hat{\beta}_1 X = (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1) + (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1)X$

