

BÀI TOÁN	HAI BIẾN	ĐA BIẾN
1. Tính	$n = \text{số mẫu}$ $\sum X \quad \sum Y \quad \sum XY \quad \sum X^2 \quad \sum Y^2 \quad \bar{X} = \frac{\sum X}{n} \quad \bar{Y} = \frac{\sum Y}{n}$ (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	$\hat{\beta} = \frac{\sum xy}{\sum x^2} = \frac{\sum XY - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum X^2 - n(\bar{X})^2}$ $\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$ $\rightarrow \text{SRF: } \hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$	$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1}$ 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	$TSS = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2$ $ESS = \hat{\beta}^2 \cdot \sum x^2$ $RSS = TSS - ESS$	$TSS = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2$ $ESS = \hat{\beta}^T \cdot X^T \cdot Y - n(\bar{Y})^2$ $RSS = TSS - ESS$
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 $\sigma_{\hat{\alpha}}, \sigma_{\hat{\beta}}$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n - 2}$ $\widehat{se}(\hat{\alpha}) = \sqrt{\frac{\sum X^2 \cdot \hat{\sigma}^2}{n \sum x^2}} \quad \widehat{se}(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x^2}}$	Cái này sẽ tra bảng kết quả ra $\hat{\sigma}^2 = (\hat{\sigma})^2 \rightarrow$ dòng S.E. of regression $\widehat{se}(\hat{\beta}_0) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 1 $\widehat{se}(\hat{\beta}_1) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 2 $\widehat{se}(\hat{\beta}_2) \rightarrow$ cột Std. Error , dòng thứ 3

	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 colspan="2">α</td></tr></table>	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α		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 colspan="2">α</td></tr></table>	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α	
p-value	p-value													
Bác bỏ	Chấp nhận													
α														
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: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\widehat{se}(\hat{\beta})}$ <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 colspan="2">t_0</td></tr></table>	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$	Bác bỏ	Chấp nhận	$ t_0 $		Phương pháp giá trị tới hạn: <u>B1</u>: Tính: $t_0 = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\widehat{se}(\hat{\beta})}$ <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 colspan="2">t_0</td></tr></table>	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	$t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$	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><tr><td colspan="2">α</td></tr></table>	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α		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><tr><td colspan="2">α</td></tr></table>	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	α	
p-value	p-value													
Bác bỏ	Chấp nhận													
α														
p-value	p-value													
Bác bỏ	Chấp nhận													
α														
12. Xác định khoảng tin cậy của α Với mức ý nghĩa α (để ko cho thì lấy $\alpha=0,05$)	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ Tính $\widehat{se}(\hat{\alpha}) = \sqrt{\frac{\sum X^2 \hat{\sigma}^2}{n \sum X^2}}$ Khoảng tin cậy của α: $\hat{\alpha} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} . \widehat{se}(\hat{\alpha})$	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ Tính $\widehat{se}(\hat{\alpha})$ tra bảng kết quả Khoảng tin cậy của α: $\hat{\alpha} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)} . \widehat{se}(\hat{\alpha})$												

13. Xác định khoảng tin cậy của β Với mức ý nghĩa α (đề ko cho thì lấy $\alpha=0,05$)	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)}$ Tính $\widehat{se}(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum x^2}}$ Khoảng tin cậy của β: $\hat{\beta} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} \cdot \widehat{se}(\hat{\beta})$	Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)}$ Tính $\widehat{se}(\hat{\beta})$ tra bảng kết quả Khoảng tin cậy của β: $\hat{\beta} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-k)} \cdot \widehat{se}(\hat{\beta})$																		
14. Xác định khoảng tin cậy của phương sai $\text{var}(U_i) = \sigma^2$ Với độ tin cậy $(1 - \alpha)$	Độ tin cậy: $1 - \alpha = a\%$ $\rightarrow \alpha = 100\% - a\%$ Tra bảng Chi-square các giá trị: $\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2) \quad \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$ Khoảng tin cậy của σ^2: $\left(\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)}; \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)} \right)$	Độ tin cậy: $1 - \alpha = a\%$ $\rightarrow \alpha = 100\% - a\%$ Tra bảng Chi-square các giá trị: $\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k) \quad \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$ Khoảng tin cậy của σ^2: $\left(\frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)}; \frac{(n-k)\hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)} \right)$																		
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 1563 756 1693"> <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>$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$</td> <td></td> <td>$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-2)$</td> </tr> </table> • 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	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 1563 1326 1693"> <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>$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$</td> <td></td> <td>$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$</td> </tr> </table> • 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	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																		
$\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$		$\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 (n-k)$																		

	$+ 1 - \frac{\alpha}{2} < p\text{-value} \rightarrow \text{bác bỏ } H_0$ <table border="1"> <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>$\frac{\alpha}{2}$</td><td>$1 - \frac{\alpha}{2}$</td><td>$\frac{\alpha}{2}$</td></tr> </table>	p-value	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ	$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$	$\frac{\alpha}{2}$	<table border="1"> <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>$\frac{\alpha}{2}$</td><td>$1 - \frac{\alpha}{2}$</td><td>$\frac{\alpha}{2}$</td></tr> </table>	p-value	p-value	p-value	Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ	$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$	$\frac{\alpha}{2}$
p-value	p-value	p-value																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$	$\frac{\alpha}{2}$																		
p-value	p-value	p-value																		
Bác bỏ	Chấp nhận	Bác bỏ																		
$\frac{\alpha}{2}$	$1 - \frac{\alpha}{2}$	$\frac{\alpha}{2}$																		
16. Hệ số co giãn, ý nghĩa	$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{X}{Y}$ 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 & mới của Y k_2 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ & 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 & mới của Y k_1 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ & mới của X_1 k_2 : hệ số tỉ lệ quy đổi giữa đơn vị cũ & 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: $\hat{Y}_0 = \alpha + \beta X_0$	<u>Dự báo cho hồi quy nhiều biến chỉ xét dự báo điểm.</u> 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_0 và độ tin cậy $(1 - \alpha)$, yêu cầu ước lượng giá trị. Thay giá trị X_0 vào phương trình SRF: $\hat{Y}_0 = \alpha + \beta X_0$ $\text{var}(\hat{U}_0) = \text{var}(Y_0 - \hat{Y}_0)$ $= \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x_i^2} \right]$ $\text{se}(\hat{U}_0) = \sqrt{\text{var}(\hat{U}_0)}$ Khoảng tin cậy $(1-\alpha)\%$ của Y_0/X_0 là: $\hat{Y}_0 \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} \text{se}(\hat{U}_0)$																			
	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_0 và độ tin cậy $(1 - \alpha)$, yêu cầu																			

	ước lượng giá trị trung bình. Thay giá trị X_0 vào phương trình SRF: $\hat{Y}_0 = \alpha + \beta X_0$ $\text{var}(\hat{Y}_0) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x_i^2} \right]$ $\text{se}(\hat{Y}_0) = \sqrt{\text{var}(\hat{Y}_0)}$ Khoảng tin cậy $(1-\alpha)\%$ của $E(Y_0/X_0)$ là: $\hat{Y}_0 \pm t_{\frac{\alpha}{2}}^{(n-2)} \text{se}(\hat{Y}_0)$	
20. So sánh R^2	Chỉ số sánh được khi thỏa 3 điều kiện sau: - Cùng cỡ mẫu n. - Cùng số biến độc lập. (nếu ko cùng số biến độc lập thì dùng $\bar{R}^2$) - Cùng dạng hàm biến phụ thuộc	Chỉ số sánh được khi thỏa 3 điều kiện sau: - Cùng cỡ mẫu n. - Cùng số biến độc lập. (nếu ko cùng số biến độc lập thì dùng $\bar{R}^2$) - 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:

- Làm sao nhớ hết công thức????** → Học công thức hàm đa biến thui, 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 *_^)
- Tuần tận 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

- 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 $E_{YX}\%$

- 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)

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

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)

$$E_{YX} = \hat{\beta} \frac{1}{X^2}$$

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 $E_{YX} = \hat{\beta} \frac{X}{Y}$, tham số nào có **log** thì giá trị trung bình của tham số đó = 1

TRÌNH BÀY KẾT HỒI QUY

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

ĐỌC BẢNG KẾT QUẢ HỒI QUY

Variable	Const	Std. Error	t	p-value
C → $\hat{\beta}_0$	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1 → $\hat{\beta}_1$	14.32168	1.116283	12.82979	0.0001
X2 → $\hat{\beta}_2$	-2.258741	0.320460	-7.048438	0.0009
	1.237762	0.342586	3.612997	0.0153
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_o		25.14667
		Prob(F-statistic) → p-value(F_o)		0.002459

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

1. Thay đổi số hạng hệ số gốc (số hạng độ gốc) khi thêm D vào β
2. 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:

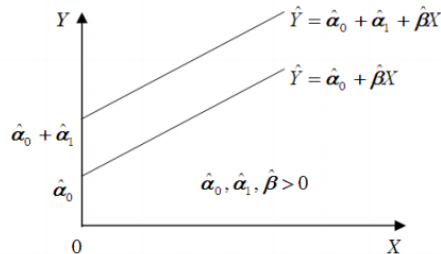
5.2.1.1 TH1: Dịch chuyển số hạng tung độ gốc.

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



15

5.2.1.2 TH2: Dịch chuyển số hạng độ dốc.

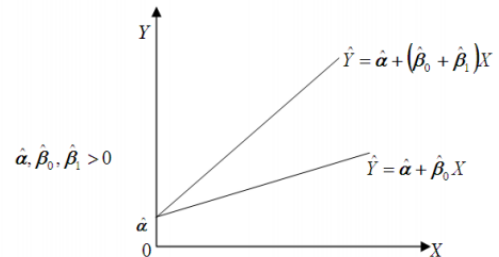
Đặt $\beta = \beta_0 + \beta_1 D$. Mô hình hồi quy PRF có dạng:

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

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



17

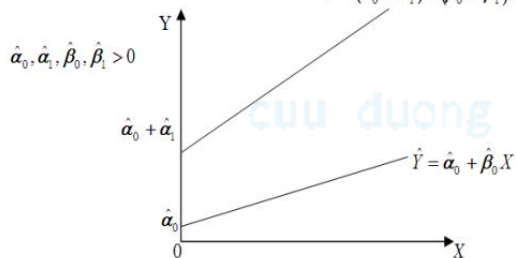
5.2.1.3 TH3: Dịch chuyển cả số hạng độ dốc và số hạng tung độ gốc.

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



19