

TỔNG KẾT CÔNG THỨC KINH TẾ LƯỢNG

Bài toán	Hai biến	Đa biến
Xác định PRF	$E(Y/X_i) = f(X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$	$E(Y X_2, \dots, X_k) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i$
Xác định SRF	$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$ $\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i X_i - n \cdot \bar{Y} \cdot \bar{X}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \cdot (\bar{X})^2}$; $\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}$	$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + e_i$ Các giá trị $\hat{\beta}$ sẽ lấy ở phần Coefficient trong bảng kết quả Eview
Ý nghĩa 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 biến nào thì cố định các biến còn lại. VD: nói ý nghĩa của $\hat{\beta}_1$ thì cố định các biến X_2, X_3 . $\hat{\beta}_1 > 0$: X_2 không đổi, nếu X_1 tăng 1 đvị thì Y tăng $\hat{\beta}_1$ đvị.
Tổng các bình phương	$TSS = \sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ $ESS = \hat{\beta}_2^2 \sum_{i=1}^n x_i^2$ $RSS = \sum_{i=1}^n e_i^2 = TSS - ESS$	Giải ma trận, nhưng không cần tính đến. Tra trong bảng kq Eview Sum squared resid: RSS
Tính hệ số xác định	$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$	$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$
Hệ số tương quan riêng phần và các thức liên quan	Mô hình hồi quy 3 biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + U_i$ $r_{12,3} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}}$, $r_{13,2} = \frac{r_{13} - r_{12} \cdot r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{23}^2)}}$, $r_{23,1} = \frac{r_{23} - r_{12} \cdot r_{13}}{\sqrt{(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13}^2)}}$ $R^2 = \frac{r_{12}^2 + r_{13}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23}}{1 - r_{23}^2}$, $R^2 = r_{12}^2 + (1 - r_{12}^2) \cdot r_{13,2}^2 = r_{13}^2 + (1 - r_{13}^2) \cdot r_{12,3}^2$ $Var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2 (1 - r_{23}^2)}$ Trong đó, $r_{12,3}$ là hệ số tương quan giữa biến Y và X_2 trong khi X_3 không đổi. Tương tự ta sẽ có với $r_{13,2}, r_{23,1}$	
Hệ số xác định hiệu chỉnh	$\bar{R}^2 = R^2 + (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-2}$ $\bar{R}^2$ có thể âm, trong TH này, quy ước $\bar{R}^2 = 0$	$\bar{R}^2 = R^2 + (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-k}$ (k là số tham số của mô hình)
Ước lượng của σ^2 , se($\hat{\beta}$), Var($\hat{\beta}$)	$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-2} = \frac{RSS}{n-2}$ $var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n \sum_{i=1}^n x_i^2} \hat{\sigma}^2$; $var(\hat{\beta}_2) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n-k} = \frac{RSS}{n-k}$ Tra trong bảng Eview: $\hat{\sigma}$: dòng S.E of regression $SE(\hat{\beta}_1)$: cột Std. Error dòng 1 $SE(\hat{\beta}_2)$: cột Std. Error dòng 2

	$SE(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n \sum_{i=1}^n x_i^2}} \delta; SE(\hat{\beta}_2) = \frac{\delta}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2}}$	
Kiểm định sự phù hợp SRF, mức ý nghĩa α	PP giá trị tới hạn: B1: Lập giả thiết $H_0: \beta=0$; $H_1: \beta \neq 0$ Tính $F_{qs} = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-2}{1}$ B2: tra bảng F, giá trị tới hạn: $F_\alpha(1, n-2)$ B3: So sánh F_{qs} với $F_\alpha(1, n-2)$ + $F_{qs} > F_\alpha(1, n-2)$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ hàm SRF phù hợp với mẫu + $F_{qs} < F_\alpha(1, n-2)$: chấp nhận H_0	PP giá trị tới hạn: B1: Lập giả thiết $H_0: \beta=0$; $H_1: \beta \neq 0$ Tính $F_{qs} = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k}{k-1}$ B2: tra bảng F, giá trị tới hạn: $F_\alpha(k-1, n-k)$ B3: So sánh F_{qs} với $F_\alpha(k-1, n-k)$ + $F_{qs} > F_\alpha(k-1, n-k)$: bác bỏ $H_0 \rightarrow$ hàm SRF phù hợp với mẫu + $F_{qs} < F_\alpha(k-1, n-k)$: chấp nhận H_0
	PP giá trị P-value (khi để cho sẵn trong bảng kết quả) Lấy giá trị p-value ứng với F_0 (ô cuối cùng góc phải chữ <i>Prod(F-statistic)</i>) 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	PP giá trị P-value (khi để cho sẵn trong bảng kết quả) Lấy giá trị p-value ứng với F_0 (ô cuối cùng góc phải chữ <i>Prod(F-statistic)</i>) 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
Kiểm định giả thiết biến độc lập có ảnh hưởng lên biến phụ thuộc không?	Giả thiết: $H_0: \beta = 0$ $H_1: \beta \neq 0$ PP giá trị tới hạn: B1: Tính $T_{qs} = \frac{\hat{\beta}}{se(\hat{\beta})}$ B2: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$ B3: so sánh $ T_{qs} $ và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$ + $ T_{qs} > t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$: bác bỏ $H_0 \Rightarrow$ biến độc lập ảnh hưởng lên biến phụ thuộc Y + $ T_{qs} < t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$: chấp nhận H_0	Giả thiết: $H_0: \beta = 0$ $H_1: \beta \neq 0$ PP giá trị tới hạn: B1: Tính $T_{qs} = \frac{\hat{\beta}}{se(\hat{\beta})}$ B2: Tra bảng t-student giá trị $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$ B3: so sánh $ T_{qs} $ và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$ + $ T_{qs} > t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$: bác bỏ $H_0 \Rightarrow$ biến độc lập ảnh hưởng lên biến phụ thuộc Y + $ T_{qs} < t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$: chấp nhận H_0
	PP 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	PP 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
Ước lượng khoảng	Dùng công thức cho đa biến với ($j=1,2$)	Với độ tin cậy ($1 - \alpha$), khoảng tin cậy đối xứng, tối đa, tối thiểu của β_j là: $\hat{\beta}_j - Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha/2}^{(n-k)} < \beta_j < \hat{\beta}_j + Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha/2}^{(n-k)}$ $\beta_j < \hat{\beta}_j + Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha}^{(n-k)}$ $\hat{\beta}_j - Se(\hat{\beta}_j)t_{\alpha}^{(n-k)} < \beta_j$ Khoảng tin cậy cho phương sai sai số ngẫu

		nhiên: $\frac{\hat{\sigma}^2(n-k)}{\chi_{\alpha/2}^{2(n-k)}} < \sigma^2 < \frac{\hat{\sigma}^2(n-k)}{\chi_{1-\alpha/2}^{2(n-k)}}$
Dự báo, dự đoán	Cho $X=X_0$ mức ý nghĩa α (dùng cả đa biến) Ước lượng điểm: $\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_0$ Giá trị trung bình: $\hat{Y}_0 - Se(\hat{Y}_0)t_{\alpha/2}^{(n-k)} < E(Y / X_0) < \hat{Y}_0 + Se(\hat{Y}_0)t_{\alpha/2}^{(n-k)}$ $Se(\hat{Y}_0) = \hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x_i^2}}$ Cá biệt: $\hat{Y}_0 - Se(Y_0)t_{\alpha/2}^{(n-k)} < Y_0 < \hat{Y}_0 + Se(Y_0)t_{\alpha/2}^{(n-k)}$ $Se(Y_0) = \hat{\sigma} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x_i^2}}$	
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
Kiểm định thu hẹp hồi quy	Mô hình: $E(Y X_2, \dots, X_k) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ Nghi ngờ m biến $X_{k-m+1}, \dots, X_k$ không giải thích cho Y B1: Lập cặp giả thiết: $H_0: \beta_{k-m+1} = \dots = \beta_k = 0;$ $H_1: \exists \beta_j \neq 0 (j = k-m+1 \div k)$ B2: Mô hình nhiều hệ số là mô hình lớn (L) Mô hình ít hệ số gọi là mô hình nhỏ (N) Tính $F_{qs} = \frac{RSS(L) - RSS(N)}{RSS(L)} \times \frac{n-k}{m} = \frac{R_{(L)}^2 - R_{(N)}^2}{1 - R_{(L)}^2} \times \frac{n-k}{m}$ B3: so sánh $F_{qs} > F_{\alpha}(m, n-k) \Rightarrow$ bác bỏ $H_0 \Rightarrow$ tồn tại 1 trong các biến nghi ngờ có ý nghĩa	
Kiểm định sự đồng nhất của hàm hồi quy	Cặp giả thiết: H_0 : 2 hàm hồi quy đồng nhất H_1 : 2 hàm hồi quy không đồng nhất B1: Có Hàm 1: kích thước mẫu n_1 , RSS_1 ; Hàm 2: kích thước mẫu n_2 , RSS_2 Hàm tổng thể: kích thước mẫu n_1+n_2 , RSS Đặt $\bar{RSS} = RSS_1 + RSS_2$ B2: Tính $F_{qs} = \frac{RSS - \bar{RSS}}{\bar{RSS}} \times \frac{n_1+n_2-2k}{k}$ B3: so sánh $F_{qs} > F_{\alpha}(k, n_1+n_2-2k) \Rightarrow$ bác bỏ H_0	

Phát hiện đa cộng tuyến	B1: Hồi quy phụ: hồi quy 1 biến độc lập theo các biến độc lập khác: $X_{si} = \sum_{j \neq s} \alpha_j X_{ji} + v_i$ B2: Dùng kiểm định T (kiểm định ý nghĩa thống kê của hệ số) hoặc kiểm định F (sự phù hợp của hàm hồi quy). B3: Nếu thực sự X_s phụ thuộc ít nhất một biến độc lập khác thì mô hình gốc có đa cộng tuyến														
Kiểm định PSSS thay đổi	Dựa trên biến độc lập: từ giả thiết cho, ta lập ra hàm hồi quy phụ. Sau đó tiến hành kiểm định hàm hồi quy phụ đó: • Giả thiết $\sigma_i^2 = Var(u_i) = \sigma^2 X_i$ Hồi qui phụ: $E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 X_i$ • Giả thiết $\sigma_i^2 = \sigma^2 X_i^2 \rightarrow E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 X_i^2$ • Giả thiết $\sigma_i^2 = \sigma^2 \sqrt{X_i} \rightarrow E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 \sqrt{X_i}$ • Giả thiết $\sigma_i^2 = \sigma^2 \frac{1}{X_i} \rightarrow E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{1}{X_i}$ Nếu $\alpha_2 \neq 0$ (hoặc $R^2_{\text{hồi quy phụ}} > 0$) thì mô hình gốc có phương sai sai số thay đổi • Có thể dùng dạng kiểm định với $ e_i $ Kiểm định Park: Giả thiết: $\sigma_i^2 = \sigma^2 X_i^{\alpha_2}$ Hồi qui phụ: $E(\ln e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln X_i$ Kiểm định White: hồi qui e_i^2 theo tổ hợp bậc cao dần của các biến độc lập $E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + \dots (*)$ Nếu $\exists \alpha_j \neq 0 (j \neq 1) \rightarrow$ Mô hình (1) PSSS thay đổi Kiểm định F Kiểm định χ^2 : Tính $\chi_{gs}^2 = nR_s^2$ Nếu $\chi_{gs}^2 > \chi_{\alpha}^{2(k-1)}$ thì bác bỏ H_0		Dựa trên biến phụ thuộc: • Giả thiết: Phương sai sai số thay đổi theo bình phương trung bình biến phụ thuộc $\sigma_i^2 = \sigma^2 (E(Y_i))^2$ • Hồi qui phụ $E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{Y}_i^2 (*)$ • Kiểm định: $\begin{cases} H_0 : \alpha_2 = 0 \\ H_1 : \alpha_2 \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0 : R_s^2 = 0 \\ H_1 : R_s^2 > 0 \end{cases}$ Dùng kiểm định T, F, χ^2												
Kiểm định hiện tượng tự tương quan	Kiểm định Durbin-Watson Tính $d = 2(1 - \rho)$. (d chính là số cho trong bảng ở dòng Durbin- Watson) $-1 \leq \rho \leq 1 \Leftrightarrow 0 \leq d \leq 4$ $\rho = -1 \Rightarrow d = 4$: tự tương quan hoàn hảo âm $\rho = 0 \Rightarrow d = 2$: không có tự tương quan $\rho = 1 \Rightarrow d = 0$: tự tương quan hoàn hảo dương Với n, k' =k-1, α , tra bảng $\Rightarrow d_L$ và d_U <table><tr><td>Tự tương quan dương $\rho > 0$</td><td>Không có kết luận</td><td>Không có tự tương quan $\rho = 0$</td><td>Không có kết luận</td><td>Tự tương quan âm $\rho < 0$</td></tr><tr><td>0</td><td>d_L</td><td>d_U</td><td>$4 - d_U$</td><td>$4 - d_L$</td></tr></table> Note: Chỉ dùng cho tự tương quan bậc 1, không dùng khi mô hình không có hệ số chặn, không dùng với mô hình có biến trễ		Tự tương quan dương $\rho > 0$	Không có kết luận	Không có tự tương quan $\rho = 0$	Không có kết luận	Tự tương quan âm $\rho < 0$	0	d_L	d_U	$4 - d_U$	$4 - d_L$	Dùng hồi qui phụ: • Kiểm định tự tương quan đến bậc p, hồi qui $e = (\alpha_0) + \alpha_1 e_{i-1} + \dots + \alpha_p e_{i-p} + v_i$ $\begin{cases} H_0 : R_s^2 = 0 \\ H_1 : R_s^2 \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_j \neq 0 : (j \neq 0) \end{cases}$ • Số quan sát là $n - p$ • Nếu bác bỏ H_0 : có tự tương quan ở bậc nào đó • Trường hợp kiểm định tự tương quan bậc 1 và không có hệ số chặn, không thể dùng kiểm định F Kiểm định B-G:		
Tự tương quan dương $\rho > 0$	Không có kết luận	Không có tự tương quan $\rho = 0$	Không có kết luận	Tự tương quan âm $\rho < 0$											
0	d_L	d_U	$4 - d_U$	$4 - d_L$											

		• Hồi qui $e_i = [\beta_1 + \beta_2 X_i] + \alpha_1 e_{i-1} + \dots + \alpha_p e_{i-p} + v_i$ (*) $e_i = [\beta_1 + \beta_2 X_i] + v_i$ (**) $\begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_j \neq 0 : (j \neq 0) \end{cases}$ $\chi_{qs}^2 = n_s R_s^2 = (n-p) R_s^2$; $\chi_{qs}^2 > \chi_{\alpha}^{2(p)}$ thì bác bỏ H_0 $F_{qs} = \frac{R_s^2 - R_{ss}^2}{1 - R_s^2} \times \frac{n_s - k_s}{p}$ $F_{qs} > F_{\alpha}^{(p, n-k_s)}$ thì bác bỏ H_0
--	--	---

Ý nghĩa hệ số góc, ảnh hưởng biên, hệ số co giãn:

Tên gọi	Dạng hàm	Ảnh hưởng biên	Hệ số co giãn	Ý nghĩa hệ số góc
Tuyến tính	$Y = \alpha + \beta.X$	β	$\beta.(X/Y)$	Khi X tăng 1 đv thì Y thay đổi β đv
Tuyến tính Log	$\ln Y = \alpha + \beta.\ln X$	$\beta.(Y/X)$	β	Khi X tăng 1% thì Y thay đổi $\beta\%$
Log -lin	$\ln Y = \alpha + \beta.X$	$\beta.Y$	$\beta.X$	Khi X tăng 1 đv thì Y thay đổi 100. B (%)
Lin-log	$Y = \alpha + \beta.\ln X$	$\beta.(1/X)$	$\beta.(1/Y)$	Khi X tăng 1% thì Y thay đổi $(\beta/100)$ đv
Nghịch đảo	$Y = \alpha + \beta.\frac{1}{X}$	$-\beta.(1/X^2)$	$-\beta.(1/XY)$	