TỔNG KẾT CÔNG THỨC KINH TẾ LƯỢNG

Bài toán	Hai biến	Đa biến
Xác định PRF	$E(Y/X_i) = f(X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$	$E(Y \mid X_2,...X_k) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + ... + \beta_k X_{ki}$ $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + ... + \beta_k X_{ki} + U_i$
Xác định SRF	$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$ $\hat{\beta}_2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} Y_i X_i - n.\overline{X}.\overline{Y}}{\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n.(\overline{X})^2}$; $\hat{\beta}_1 = \overline{Y} - \hat{\beta}_2 \overline{X}$	$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + ... + \hat{\beta}_k X_{ki} + e_i$ 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 = $\sum_{i=1}^{n} y_i^2 = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \overline{Y})^2$ ESS= $\hat{\beta}_2^2 \sum_{i=1}^{n} x_i^2$ RSS = $\sum_{i=1}^{n} e_i^2$ =TSS – RSS	Giải ma trận, nhưng không cần tính đến. Tra trong bảng kq Eview Sum squared resid: RSS
Tính hệ số xác định	$R^2 = \dfrac{ESS}{TSS} = 1 - \dfrac{RSS}{TSS}$	$R^2 = \dfrac{ESS}{TSS} = 1 - \dfrac{RSS}{TSS}$
Hệ số tương quan riêng phần và các chức liên quan	Mô hình hồi quy 3 biến: $Y_i = \beta_1 + \beta_2.X_{2i} + \beta_3.X_{3i} + U_i$ $r_{12,3} = \dfrac{r_{12} - r_{13}.r_{23}}{\sqrt{(1-r_{13}^2)(1-r_{23}^2)}}, r_{13,2} = \dfrac{r_{13} - r_{12}.r_{23}}{\sqrt{(1-r_{12}^2)(1-r_{23}^2)}}, r_{23,1} = \dfrac{r_{23} - r_{12}.r_{13}}{\sqrt{(1-r_{12}^2)(1-r_{13}^2)}}$ $R^2 = \dfrac{r_{12}^2 + r_{13}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23}}{1-r_{23}^2}$, $R^2 = r_{12}^2 + (1-r_{12}^2).r_{13,2}^2 = r_{13}^2 + (1-r_{13}^2).r_{12,3}^2$ Var($\hat{\beta}_2$) = $\dfrac{\delta^2}{\sum x_{2i}^2(1-r_{23}^2)}$ 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	$\overline{R}^2$=R^2 + (1 –R^2).$\frac{n-1}{n-2}$ $\overline{R}^2$ có thể âm, trong TH này, quy ước $\overline{R}^2$=0	$\overline{R}^2$=R^2 + (1 –R^2).$\frac{n-1}{n-k}$ (k là số tham số của mô hình)
Ước lượng của δ, se($\hat{\beta}$), Var($\hat{\beta}$)	$\hat{\delta}^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{n-2} = \dfrac{RSS}{n-2}$ $\mathrm{var}(\hat{\beta}_1) = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2}\delta^2$; $\mathrm{var}(\hat{\beta}_2) = \dfrac{\delta^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$	$\hat{\delta}^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{n-k} = \dfrac{RSS}{n-k}$ Tra trong bảng Eview: $\hat{\delta}$: dòng S.E of regression $SE(\hat{\beta}_1)$: cột Std. Error dòng 1 $SE(\hat{\beta}_2)$: cột Std. Error dòng 2

	$SE(\hat{\beta}_1)=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}X_i^2}{n\sum_{i=1}^{n}x_i^2}}\delta ; SE(\hat{\beta}_2)=\frac{\delta}{\sqrt{\sum x_i^2}}$	
Kiểm định sự phù hợp SRF, mức ý nghĩa α	PP giá trị tới hạn: B1: Lập giả thiết H_o: β=0 ; H_1: β≠0 Tính Fqs = $\frac{R^2}{1-R^2}\cdot\frac{n-2}{1}$ B2: tra bảng F, giá trị tới hạn: F_α (1, n -2) B3: So sánh Fqs với F_α (1, n -2) + $F_{qs} > F_\alpha(1, n-2)$: bác bỏ H_0 → **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_o: β=0 ; H_1: β≠0 Tính Fqs = $\frac{R^2}{1-R^2}\cdot\frac{n-k}{k-1}$ B2: tra bảng F, giá trị tới hạn: F_α (k-1, n -k) B3: So sánh Fqs với F_α (k-1, n -k) + $F_{qs} > F_\alpha(k-1, n-k)$: bác bỏ H_0 → **hàm SRF phù hợp với mẫu** + $F_{qs} < F_\alpha(k-1,n-k)$: chấp nhận H_0
	PP giá trị P-value (khi đề cho sẵn trong 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 → **hàm SRF phù hợp với mẫu** + p-value > α: chấp nhận H_0	PP giá trị P-value (khi đề cho sẵn trong 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 → **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: β = 0 H_1: β ≠ 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 $\lvert T_{qs}\rvert$ và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$ + $\lvert T_{qs}\rvert > t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$: bác bỏ H_o => biến độc lập ảnh hưởng lên biến phụ thuộc Y + $\lvert T_{qs}\rvert < t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-2}$: chấp nhận H_o	Giả thiết: H_0: β = 0 H_1: β ≠ 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 $\lvert T_{qs}\rvert$ và $t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$ + $\lvert T_{qs}\rvert > t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$: bác bỏ H_o => biến độc lập ảnh hưởng lên biến phụ thuộc Y + $\lvert T_{qs}\rvert < t_{\frac{\alpha}{2}}^{n-k}$: chấp nhận H_o
	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 → **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 → **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 – α), 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: $\frac{\hat{\sigma}^2(n-k)}{\chi^{2(n-k)}_{\alpha/2}} < \sigma^2 < \frac{\hat{\sigma}^2(n-k)}{\chi^{2(n-k)}_{1-\alpha/2}}$
Dự báo, dự đoán	Cho $X=X_o$ 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: $\hat{Y}_0 - Se(\hat{Y}_0)t^{(n-k)}_{\alpha/2} < E(Y/X_0) < \hat{Y}_0 + Se(\hat{Y}_0)t^{(n-k)}_{\alpha/2}$ $Se(\hat{Y}_0) = \hat{\sigma}\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(X_0-\overline{X})^2}{\Sigma x_i^2}}$ Cá biệt: $\hat{Y}_0 - Se(Y_0)t^{(n-k)}_{\alpha/2} < Y_0 < \hat{Y}_0 + Se(Y_0)t^{(n-k)}_{\alpha/2}$ $Se(Y_0) = \hat{\sigma}\sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0-\overline{X})^2}{\Sigma x_i^2}}$	
So sánh R^2	Chỉ so 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 $\overline{R}^2$) 3. Cùng dạng hàm biến phụ thuộc	Chỉ so 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 $\overline{R}^2$) 3. Cùng dạng hàm biến phụ thuộc
Kiểm định thu hẹp hồi quy	Mô hình: $E(Y \mid X_2,...X_k) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + ... + \beta_k X_{ki}$ Nghi ngờ m biến X_{k-m+1}, …, X_k không giải thích cho Y B1: Lập cặp giả thiết: H_o: $\beta_{k-m+1} = ... = \beta_k = 0$; H_1: $\exists \beta_j \neq 0$ (j =k-m+1 ÷ k) B2: Mô hình nhiều hệ số là mô hình lớn (L) Mô hình ít hệ số gọi là mô hình nhỏ (N) Tính $F_{qs} = \frac{RSS_{(L)}-RSS_{(N)}}{RSS_{(L)}} x \frac{n-k}{m} = \frac{R^2_{(L)}-R^2_{(N)}}{1-R^2_{(L)}} x \frac{n-k}{m}$ B3: so sánh $F_{qs} > F_\alpha(m, n-k)$ => bác bỏ H_o => tồn tại 1 trong các biến nghi ngờ có ý nghĩa	
Kiểm định sự đồng nhất của hàm hồi quy	Cặp giả thiết: H_o: 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 $\overline{RSS} = RSS_1 + RSS_2$ B2: Tính $F_{qs} = \frac{RSS - \overline{RSS}}{\overline{RSS}} x \frac{n_1+n_2-2k}{k}$ B3: so sánh $F_{qs} > F_\alpha (k, n_1+n_2 - 2k)$ => bác bỏ H_o	

<table>
<tr>
<td>Phát hiện đa cộng tuyến</td>
<td colspan="2">B1: Hồi quy phụ: hồi quy 1 biến độc lập theo các biến độc lập khác:
$X_{si} = \sum_{j \neq s} \propto_j X_{ji} + v_i$
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</td>
</tr>
<tr>
<td>Kiểm định PSSS thay đổi</td>
<td>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 quy 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
$E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{2i} + \ldots$ (*)
Nếu $\exists \alpha_j \neq 0$ $(j \neq 1) \rightarrow$ Mô hình (1) PSSS thay đổi
Kiểm định F
Kiểm định χ^2 : Tính $\chi^2_{qs} = nR^2_*$
Nếu $\chi^2_{qs} > \chi^{2(k_*-1)}_{\alpha}$ thì bác bỏ H_0</td>
<td>Dựa trên biến phụ thuộc:
• Giả thiết: Phương sai sai số thay đổi theo bình phương trung bình biến phụ thuộc
$\sigma_i^2 = \sigma^2 \left(E(Y_i)\right)^2$
• Hồi qui phụ $E(e_i^2) = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{Y}_i^2$ (*)
• Kiểm định: $\begin{cases} H_0 : \alpha_2 = 0 \\ H_1 : \alpha_2 \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0 : R_*^2 = 0 \\ H_1 : R_*^2 > 0 \end{cases}$
Dùng kiểm định T, F, χ^2</td>
</tr>
<tr>
<td>Kiểm định hiện tượng tự tương quan</td>
<td>Kiểm định Durbin-Watson
Tính d = 2(1- ρ) . (d chính là số cho trong bảng ở dòng Durbin- Watson)
$-1 \leq \rho \leq 1 \Leftrightarrow 0 \leq d \leq 4$
ρ = -1 => d = 4: tự tương quan hoàn hảo âm
ρ = 0 => d = 2: không có tự tương quan
ρ = 1 => d = 0: tự tương quan hoàn hảo dương
Với n, k' =k-1, α, tra bảng => 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>
</table>
0   d_L d_U 4 - d_U 4 - d_L 4
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</td>
<td>Dùng hồi quy phụ:
• Kiểm định tự tương quan đến bậc p, hồi qui
$e = (\alpha_0) + \alpha_1 e_{i-1} + \ldots + \alpha_p e_{i-p} + v_i$
$\begin{cases} H_0 : R_*^2 = 0 \\ H_1 : R_*^2 \neq 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \ldots = \alpha_p = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_j \neq 0 : (j \neq 0) \end{cases}$
• 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:</td>
</tr>
</table>

		• Hồi qui $e_i = [\beta_1+\beta_2X_i] + \alpha_1 e_{i-1} + \ldots + \alpha_p e_{i-p} + v_i$ (*) $e_i = [\beta_1+\beta_2X_i] + v_i$ (**) $\begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \ldots = \alpha_p = 0 \\ H_1 : \exists \alpha_j \neq 0 : (j \neq 0) \end{cases}$ $\chi^2_{qs} = n_* R_*^2 = (n-p)R_*^2$; $\chi^2_{qs} > \chi_\alpha^{2(p)}$ thì bác bỏ H_0 $F_{qs} = \frac{R_*^2 - R_{**}^2}{1 - R_*^2} \times \frac{n_* - k_*}{p}$ $F_{qs} > F_\alpha^{(p;n_*-k_*)}$ 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 = α + β.X	β	β.(X/Y)	Khi X tăng 1 đv thì Y thay đổi β đv
Tuyến tính Log	lnY = α + β.lnX	β.(Y/X)	β	Khi X tăng 1% thì Y thay đổi β%
Log –lin	lnY = α + β.X	β.Y	β.X	Khi X tăng 1 đv thì Y thay đổi 100. B (%)
Lin-log	Y = α + β.lnX	β.(1/X)	β.(1/Y)	Khi X tăng 1% thì Y thay đổi (β/100) đv
Nghịch đảo	$Y = \alpha + \beta.\frac{1}{X}$	- β.(1/X^2)	- β.(1/XY)	