

## Quinto taller

sábado, 4 de octubre de 2025 11:50 a.m.

1. Determine el valor de verdad de las siguientes afirmaciones.

- (a) Una suma de cuadrados extra mide la reducción marginal en el SSE cuando una o varias variables predictoras son agregadas al modelo de regresión, dado que las otras predictoras ya fueron agregadas o están en el modelo.
- (b) El estadístico T correspondiente al procedimiento de prueba empleado para probar la significancia marginal del  $j$ -ésimo parámetro es:

$$T_{j,0} = \frac{\hat{\beta}_j - 0}{\sqrt{\sigma^2 c_{jj}}} \sim t_{n-p}$$

Con una región de rechazo asociada de  $R_c = \{ |T_0| > t_{\alpha/2, n-p} \}$  y  $p$ -valor  $P(|T_0| > |T_{j,0}|)$ .

- (c) Valores grandes de  $R^2$  implican que la superficie ajustada de respuesta es útil; sin embargo, es menos preferido que  $R^2_{adj}$  como medida de bondad de ajuste.

### Parte técnica

(a). Verdadera

(b). Falso

Varianza  $\sigma^2$ ; Estimación:  $\hat{\sigma}^2 = \text{MSE}$

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j - 0}{\sqrt{\sigma^2 c_{jj}}} \sim N(0, 1)$$

(conocida)

$$T = \frac{\hat{\beta}_j - 0}{\sqrt{\text{MSE} c_{jj}}} \sim t_{n-p}$$

T-Centroida

(c). Falso:

Utilidad de la superficie respuesta  
la proporción de variabilidad explicada por el modelo, dada la relación lineal entre la variable respuesta (1); las demás covariables.

- $0 < R^2 \leq 1$ : La proporción de variabilidad explicada por el modelo, dada la relación lineal entre la variable respuesta (1); las demás covariables.
- $R^2 > R^2_{adj}$ : El  $R^2_{adj}$  penaliza el número de covariables en el modelo.
- Siempre se busca el modelo más parsimonioso

- (d) Rechazar la hipótesis nula  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  permite determinar la significancia global de un modelo de regresión  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i; \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$  a través de un procedimiento de sumas de cuadrados extra o procedimiento lineal general.

- (e) El estadístico F correspondiente al procedimiento de prueba empleado para probar la significancia global del modelo de regresión lineal múltiple es:

$$F_0 = \frac{\text{SSR}/k}{\text{SSE}/(n-k)} \sim f_{k, n-k}$$

Con una región de rechazo asociada de  $R_c = \{ F_{calc} > f_{\alpha, k, n-k} \}$  y  $p$ -valor  $P(f_{k, n-k} > F_{calc})$ .

- (f) Se puede demostrar que  $F_{j,0} = T_{j,0}^2$  únicamente si se pretende determinar la significancia marginal de un coeficiente de regresión, lo que implica que  $P(f_{1, n-p} > F_{j,0}) \equiv P(|T_{j,0}| > |T_{j,0}|)$ .

- (g) Los grados de libertad del cuadrado medio debido a la hipótesis son iguales al rango de la matriz L, asociada la prueba lineal general ( $H_0: L\beta = 0$  vs  $H_1: L\beta \neq 0$ ).

(g). Verdadero

$$\begin{cases} H_0: L\beta = 0 \\ H_1: L\beta \neq 0 \end{cases} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

$$F = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} = \frac{\text{SSR}/r}{\text{SSE}/(n-p)} \sim f_{r, n-p}$$

$$L = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$r = 2$$

- (d). Falso:  $\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1: \text{Algun } \beta_j \neq 0; j=1, \dots, k \end{cases}$

$$(e). \text{ Falso: } F = \frac{\text{SSR}/k}{\text{SSE}/(n-p)} = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} \sim f_{k, n-p}$$

$$P = k+1 \quad R_c = \{ F_{calc} > f_{\alpha, k, n-p} \}; \quad P(f_{k, n-p} > F_0)$$

(f).  $F_{j,0} = T_{j,0}^2$  Regresión lineal simple

$$T_{j,0} \sim f_{1, n-p} \quad P(f_{1, n-p} > F_{j,0}) \equiv P(|t_{n-p}| > |T_{j,0}|)$$

$$F = \frac{\text{SSR}/1}{\text{MSE}} \sim f_{1, n-p}$$

$R(1) = \# \text{ factores linealmente independientes no-nulas}$

grados de libertad del estadístico

### Parte práctica

$$(1). Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$$

$$\Rightarrow \underline{Y_n} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}; \quad \underline{\varepsilon} \sim N_n(0, \sigma^2 I)$$

$$\text{Modelo ajustado: } \hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 S_{ti} + \hat{\beta}_2 S_{ut} + \hat{\beta}_3 S_{pi}$$

$$\hat{P}_{ri} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 S_{ti} + \hat{\beta}_2 S_{ut} + \hat{\beta}_3 S_{pi}$$

Considere a 'Overall Performance' como la variable respuesta. Las covariables en análisis se especifican en la tabla mostrada con anterioridad. Suponga que los supuestos del modelo se cumplen. De respuesta a los siguientes planteamientos:

- Determine cuál es el modelo empleado en esta situación, junto con sus supuestos, además reporte la recta de regresión ajustada

se especifican en la tabla mostrada con anterioridad. Suponga que los supuestos del modelo se cumplen. De respuesta a los siguientes planteamientos:

- Determine cuál es el modelo empleado en esta situación, junto con sus supuestos, además, reporte la recta de regresión ajustada.

Coefficients:					
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
(Intercept)	70.80225	2.45665	28.82	<2e-16 ***	
Strength	0.88463	0.02848	31.06	<2e-16 ***	
Skills	1.87368	0.02073	90.41	<2e-16 ***	
Speed	3.04502	0.02789	109.19	<2e-16 ***	

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' '

Residual standard error: 10.18 on 496 degrees of freedom  
Multiple R-squared: 0.9765, Adjusted R-squared: 0.9763  
F-statistic: 6855 on 3 and 496 DF, p-value: < 2.2e-16

$$F = \frac{[SSR(MF) - SSR(MR)]/V}{MSE(MF)} \sim F_{v, n-p}$$

$$F = \frac{[SSE(MR) - SSE(MF)]/V}{MSE(NF)} \sim F_{v, n-p}$$

$$F = \frac{SSR(\beta_1, \beta_2, \beta_3 | \beta_0)}{MSE(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)} = \frac{[SSR(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3) - SSR(\beta_0)]/V}{MSE(\beta_1, \beta_2, \beta_3)} = \frac{SSE(\beta_0) - SSE(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)/V}{MSE(\beta_1, \beta_2, \beta_3)}$$

V = # Grados de libertad:

$$V = g_l(SSR(MF)) - g_l(SSR(MR))$$

$$g_l(SSE(MR)) - g_l(SSE(NF))$$

# Truco: V = # parámetros en la hipótesis nula

$$n=500$$

myAllRegTable(modelo)					
k	R_sq	adj_R_sq	SSE	Cp	Variables_in_model
1 1	0.545	0.544	994638.7	9097.102	Speed
2 1	0.373	0.372	1369507.8	12712.643	Skills
3 1	0.036	0.034	2105443.3	19810.602	Strength
4 2	0.931	0.930	151433.3	966.546	Skills Speed
5 2	0.588	0.587	898833.1	8175.076	Strength Speed
6 2	0.410	0.408	1287670.0	11925.333	Strength Skills
7 3	0.976	0.976	51426.6	4.000	Strength Skills Speed

anova(modelo_reducido)					
Analysis of Variance Table					
Response: Performance					
DF	Sum Sq	Mean Sq	F	value	Pr(>F)
Residuals	499	2183751	4376.3		

$$\begin{cases} H_0: L\beta = 0 \\ H_1: L\beta \neq 0 \end{cases} : \begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ H_1: \text{Algun } \beta_j \neq 0 \text{ ; } j=1,2,3 \end{cases}$$

$$L = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}; \quad V = 3$$

$$F = \frac{MSH}{MSE} \quad F = 6855$$

$$\therefore H_0: \begin{cases} \beta_1 = 0 \\ \beta_2 = 0 \\ \beta_3 = 0 \end{cases} \quad \begin{cases} \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0 \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0 \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0 \end{cases}$$

$$P_{val} < \alpha = 0,05$$

- Determine la significancia de los parámetros individuales  $\beta_j$ , junto con intervalo de confianza. Brinde una interpretación apropiada.

$$T = \frac{\hat{\beta}_j - 0}{\sqrt{MSE(\beta_j)}} \sim t_{n-p}$$

$$T_{0,0} = \frac{70.802}{2.156} = 28.82$$

$P_{val} < \alpha$  : A un nivel de signif del 5% ...

Coefficients:					
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
(Intercept)	70.80225	2.45665	28.82	<2e-16 ***	
Strength	0.88463	0.02848	31.06	<2e-16 ***	
Skills	1.87368	0.02073	90.41	<2e-16 ***	
Speed	3.04502	0.02789	109.19	<2e-16 ***	

$$\hat{\beta}_j \pm t_{\alpha/2, n-p} \cdot \sqrt{MSE(\beta_j)}$$

$$1.87368 \pm 1.990 \cdot \sqrt{0.02073}$$

$$1.87368 \pm 1.990 \cdot 0.1437$$

$$1.87368 \pm 0.286$$

$$1.58708 \text{ a } 2.16028$$

(Intercept)	78.86225	2.45665	28.82	<2e-16 ***
Strength	0.88463	0.02848	31.06	<2e-16 ***
Skills	1.87368	0.02073	90.41	<2e-16 ***
Speed	3.04502	0.02789	109.19	<2e-16 ***
---				
Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'
Residual standard error:	10.18	on 496 degrees of freedom		
Multiple R-squared:	0.9765	Adjusted R-squared:	0.9763	
F-statistic:	6855	on 3 and 496 DF, p-value:	< 2.2e-16	

4. Determine si el efecto de la primera covariable es el mismo que el efecto de la tercera covariable; al mismo tiempo, verifique si el correspondiente efecto de la primera covariable es el mismo que el de la segunda covariable. Plantee una prueba de hipótesis para ello y realice el procedimiento adecuado. Reporte el modelo completo y el modelo reducido.

$$L \beta = 0 : \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & -1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

R=2

$$P_j = \frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

$$0.004 + \frac{1}{n-p} \cdot 0.02848$$

$$0.004 \pm 1.64 \cdot 0.02848$$

AI, LS

con un confianza del 95%.

$$H_0: \beta_1 = \beta_3 : \beta_1 - \beta_3 = 0$$

$$\beta_1 = \beta_2 : \beta_1 - \beta_2 = 0$$

$$H_1: \begin{cases} \beta_1 \neq \beta_3 \\ \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases}$$

$$F = \frac{SSR/2}{MSE} \sim F_{2, n-p}$$

$$MF: Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \epsilon_i$$

$$MR: Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_1 X_{i2} + \beta_1 X_{i3} + \epsilon_i$$

$$= \beta_0 + \beta_1 (X_{i1} + X_{i2} + X_{i3}) + \epsilon_i$$