4,15

# Trabajo 1

# Estudiantes

Alejandra Diego Ramirez Agudelo Andres Felipe Ramirez Suarez Juan Diego Ramirez Agudelo Sara Paulina Aguirre Restrepo Equipo # 37

## Docente

# Fransisco Javier Rodriguez Cortes

Asignatura

# Estadistica II



Sede Medellin 30 de marzo de 2023

# $\mathbf{\acute{I}ndice}$

| 1. | Pre  | gunta 1   | 3  |
|----|------|---|----|
|    | 1.1. | Modelo de regresion                                 | 3  |
|    | 1.2. | Significancia de la regresion                       | 3  |
|    | 1.3. | Significancia de los parametros                     | 3  |
|    | 1.4. | interpretación de los parámetros                    | 4  |
|    | 1.5. | Coeficiente de determinación $\mathbb{R}^2$         | 4  |
| 2. | Pre  | gunta 2   | 5  |
|    | 2.1. | Planteamiento prueba de hipótesis y modelo reducido | 5  |
|    | 2.2. | Estadístico de prueba y conclusiones                | 5  |
| 3. | Pre  | gunta 3   | 5  |
|    | 3.1. | Prueba de hipótesis y prueba de hipótesis matricial | 5  |
|    | 3.2. | Estadístico de prueba                               | 6  |
| 4. | Pre  | gunta 4   | 6  |
|    | 4.1. | Supuestos del modelo                                | 6  |
|    |      | 4.1.1. Normalidad de los residuales                 | 6  |
|    |      | 4.1.2. Varianza constante                           | 8  |
|    | 4.2. | Verificación de las observaciones                   | 9  |
|    |      | 4.2.1. Datos atípicos                               | 9  |
|    |      | 4.2.2. Puntos de balanceo                           | 10 |
|    |      | 4.2.3. Puntos influenciales                         | 11 |
|    | 4.3. | Conclusión  | 12 |

# Índice de figuras

| 1.          | Gráfico cuantil-cuantil y normalidad de residuales           | 7  |
|-------------|--|----|
| 2.          | Gráfico residuales estudentizados vs valores ajustados       | 8  |
| 3.          | Identificación de datos atípicos                             | 9  |
| 4.          | Identificación de puntos de balanceo                         | 10 |
| 5.          | Criterio distancias de Cook para puntos influenciales        | 11 |
| 6.          | Criterio Dffits para puntos influenciales                    | 12 |
| <b>Índi</b> | ce de tablas  Tabla de valores de los coeficientes estimados | 3  |
| 2.          | Tabla ANOVA significancia de la regresion                    |    |
| 3.          | Resumen de los coeficientes                                  |    |
| 4.          | Resumen de todas las regresiones                             | 5  |
| 5.          | Valor covariables (*)  | 6  |
| 6.          | TablaPuntos influenciales tomando en cuenta hii.value        | 10 |
| 7.          | Tabla Puntos influenciales tomando en cuenta Diffts          | 12 |

17 px

#### Pregunta 1 1.

Teniendo en cuenta la base de datos asignada. La cual es equipo37.txt. Las covariables son: duración de la estadía  $(X_1)$ , rutina de cultivos  $(X_2)$ , número de camas  $(X_3)$ , censo promedio diario  $(X_4)$  y número de enfermeras  $(X_5)$ .

El modelo propuesto seria, entonces:

$$Y_j = \beta_0 + \beta_i X_{ij} + \varepsilon_j, \quad \varepsilon_j \stackrel{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2); \quad 1 \leq i \leq 5; \quad 1 \leq j \leq 55$$

$$\bigvee_{j} : \bigcap_{\sigma} + \bigcap_{i} X_{ij} + \bigcap_{\sigma} X_{ij} + \bigcap_{\sigma} \dots$$
Modelo de regresion

### 1.1.

Al ajustar el modelo, se obtienen los siguiente coeficientes:

Tabla 1: Tabla de valores de los coeficientes estimados

|   | Valor del parametro |     | 30 H |
|---|---------------------|-----|------|
| $\hat{eta_0}$   | -2.8475             |     | V    |
| $ \hat{\beta}_0 $ $ \hat{\beta}_1 $ $ \hat{\beta}_2 $ $ \hat{\beta}_3 $ $ \hat{\beta}_4 $ | 0.2774              |     |      |
| $\hat{eta_2}$   | 0.0370              | . / |      |
| $\hat{eta_3}$   | 0.0565              | V   |      |
| $\hat{eta_4}$   | 0.0122              |     |      |
| $\hat{eta_5}$   | 0.0020              |     |      |

El modelo ajustado es:

$$\widehat{Y}_j = -2.8475 + 0.2774X_{1j} + 0.037X_{2j} + 0.0565X_{3j} + 0.0122X_{4j} + 0.002X_{5j}$$

#### 2,5 pt Significancia de la regresion 1.2.

Para la interpretación se utilizará la tabla de análisis de varianza.

La cual da como resultado lo siguiente:

Tabla 2: Tabla ANOVA significancia de la regresion

|                     | Suma de cuadrados | Grados de libertad | Cuadrado medio | $F_0$  | Valor-P     |
|---------------------|-------------------|--------------------|----------------|--------|-------------|
| Modelo de regresion | 84.8460           | 5                  | 16.96920       | 16.518 | 1.55928e-09 |
| Error               | 50.3384           | 49                 | 1.02731        |        |             |

Tomando a  $\alpha = 0.05$ .

Se tiene que  $1.55928*10^{-9} < 0.05$ , por lo cual se rechaza la  $H_0$  (el modelo no es significativo), concluyendo que el modelo de RLM propuesto es significativo. Eso significa que el riesgo de infección hospitalarias dependen de forma significativa de por lo menos una de las variables predictoras.  $\checkmark$ 

#### 1.3. Significancia de los parametros 6P+

En el siguiente cuadro se presenta información de los parámetros. Lo cual permitirá calcular la significancia de las variables predictoras.

 $se(\hat{\beta_i})$ Estimacion  $\beta_i$ Valor-P  $T_{0j}$ -2.84751.7659 -1.61250.1133 $\beta_0$  $\beta_1$ 0.27740.12252.2637 0.0281 0.03700.0333 0.27291.1089 $\beta_3$ 0.05650.01663.4056 0.00130.01220.00861.42800.15960.00200.0007 2.9134 0.0054 $\beta_5$ 

Tabla 3: Resumen de los coeficientes

Para metros

Los valores P permiten concluir con una significancia  $\alpha = 0.05$  que  $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_3$  y  $\hat{\beta}_5$  son los únicos valores significativos. Por otro lado, en el caso  $\hat{\beta}_0$  el valor 0 no se encuentra incluido en el ajuste. Por ende, no es interpretable y como su valor es mayor al alfa, tampoco es significativo.

# 1.4. interpretación de los parámetros 2,5 (\*\*

- $\hat{\beta}_1$  su valor P=0.0281<0.05, por lo que es un parámetro significativo en presencia de los demás en el modelo. Se tiene que su valor estimado es  $\hat{\beta}_1=0.2774$ , además  $X_1$  representa duración de la estadía de cada paciente en el hospital. Se podría interpretar que el aumento en 1 unidad de este número representa un aumento de 0.2774 en el riesgo de infección hospitalarias, mientras las otras variables permanecen constantes.
- $\hat{\beta}_3$  su valor P = 0.0013 < 0.05, por lo que es un parámetro significativo en presencia de los demás en el modelo. Se tiene que su valor estimado es  $\hat{\beta}_3 = 0.0565$ , además  $X_3$  representa el numero promedio de camas en el hospital durante el periodo de estudio. Se podría interpretar que el aumento en 1 unidad de este número representa un aumento de 0.0565 en el riesgo de infección hospitalarias, mientras las otras variables permanecen constantes.
- $\hat{\beta}_5$  su valor P=0.0054<0.05, por lo que es un parámetro significativo en presencia de los demás en el modelo. Se tiene que su valor estimado es  $\hat{\beta}_5=0.0020$ , además  $X_5$  representa el numero promedio de enfermeras equivalentes a tiempo completo. Se podría interpretar que el aumento en 1 unidad de este número representa un aumento de 0.0020 en el riesgo de infección hospitalarias, mientras las otras variables permanecen constantes.

## 1.5. Coeficiente de determinación $R^2$



Basado en la tabla ANOVA se tiene que:

El  $R^2$  mide la proporción de la variabilidad total observada en la respuesta que es explicada por el modelo propuesto. El modelo tiene un  $R^2=0.6276316$  lo cual significa que las variables independientes explican aproximadamente el 62.76% de la variabilidad de Y (Riesgos de infeccion hospitalarias).

#### 2. Pregunta 2

# 3p+

#### Planteamiento prueba de hipótesis y modelo reducido 2.1.

Los parámetros cuyos valores P fueron los más altos corresponden  $\beta_2, \beta_4, \beta_6$ . Por lo tanto, se plantea la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{cases} \mathbf{H}_0: \beta_2 = \beta_4 = \beta_0 = 0 \\ \mathbf{H}_a: \text{Algun } \beta_i \text{ distinto a 0 con i} = 2, 4, 0 \end{cases}$$

El modelo completo es definido en la sección 1.1 y el modelo reducido es:

MR: 
$$Y_j = \beta_1 X_{1j} + \beta_3 X_{3j} + \beta_5 X_{5j} + \varepsilon_j$$
,  $\varepsilon_j \stackrel{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ 

Tabla 4: Resumen de todas las regresiones

|                                    | SSE | Covariables en el modelo   | _           |     |         |
|------------------------------------|-----|----------------------------|-------------|-----|---------|
| Modelo completo<br>Modelo reducido |     | X1 X2 X3 X4 X5<br>X1 X3 X5 | -<br>7 e1+0 | fre | gustado |
|                                    |     |                            | Lon         | 80  |         |

#### 2.2. Estadístico de prueba y conclusiones

Se construye el estadístico de prueba

$$F_{0} = \frac{(SSE(\beta_{1}, \beta_{3}, \beta_{5}) - SSE(\beta_{0}, \beta_{1}, \cdots, \beta_{5}))/3}{MSE(\beta_{0}, \beta_{1}, \cdots, \beta_{5})} \stackrel{H_{0}}{\sim} f_{3,49}$$

$$F_{0} = \frac{(35.623 - 34.832)/3}{34.832/49} = 1.199902 \qquad \qquad \begin{array}{c} \Lambda \setminus \text{mercs 5 5.00} \\ \text{Congression decreases a constant } P_{0} = \frac{3.7020480 \text{merclass } P_{0}}{34.832/49} = 0.05 \text{ Feature for some simple decreases } P_{0} = 0.05 \text{ Feature for some simple$$

Ahora, comparando con un nivel de significancia  $\alpha=0.05,\ F_0$  con  $f_{0.05,3,49}=2.7939489$  y valor P=

Como  $F_0$  es MENOR que 2.7939489. Entonces, no es posible rechazar  $H_0$ , por lo que el subconjunto de las variables no es significativo. Teniendo en cuenta lo anterior, es posible descartar las variables. Debido a que son insignificantes para el modelo. Es decir, su valores son iguales a 0.

#### 5 01 Pregunta 3 3.

#### 3.1. Prueba de hipótesis y prueba de hipótesis matricial

Se plantea la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_3 - \beta_5, \beta_4 = \beta_2 + \beta_5 \\ H_a: Alguna de las desigualdades no se cumple \end{cases}$$



Reescribendo matricialmente:

$$\begin{cases} \mathbf{H}_0 : \mathbf{L}\underline{\beta} = 0 \\ \mathbf{H}_a : \mathbf{L}\underline{\beta} \neq 0 \end{cases}$$

Donde L está dada por:

$$\mathbf{L} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix} \quad \sqrt{\qquad \qquad \qquad } \mathcal{L} \stackrel{\mathbf{p}}{\leftarrow} \mathcal{F}$$

Con r=2 filas linealmente independientes

Donde el modelo reducido está dado por:

MR: 
$$Y_j = \beta_0 + (\beta_3 - \beta_5)X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \beta_3 X_{3j} + (\beta_2 + \beta_5)X_{4j} + \beta_5 X_{5j} + \varepsilon_j$$
  
 $= \beta_0 + \beta_2 (X_{2j} + X_{4j}) + \beta_3 (X_{1j} + X_{3j}) + \beta_5 (X_{4j} + X_{5j} - X_{1j}) + \varepsilon_j$   
 $= \beta_0 + \beta_2 X_{2j}^* + \beta_3 X_{3j}^* + \beta_5 X_{5j}^* + \varepsilon_j$ 

Suponiendo que:  $\varepsilon_j \stackrel{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ 

En donde los valores de las covariables (\*) son:

Tabla 5: Valor covariables (\*)

|       | $X_{2j}^*$        | $X_{3j}^*$        | $X_{5j}^*$                 |
|-------|-------------------|-------------------|----------------------------|
| Valor | $X_{2j} + X_{4j}$ | $X_{1j} + X_{3j}$ | $X_{4j} + X_{5j} - X_{1j}$ |

## 3.2. Estadístico de prueba

El estadístico de prueba  $F_0$  está dado por:

$$F_0 = \frac{(SSE(MR) - SSE(MF))/2}{MSE(MF)} \stackrel{H_0}{\sim} f_{2,49}$$

$$F_0 = \frac{(SSE(MR) - 50.338/2}{50.338/49} \stackrel{H_0}{\sim} f_{2,49}$$

# 4. Pregunta 4

### 4.1. Supuestos del modelo

### 4.1.1. Normalidad de los residuales

3,5 pt

Para la validación de este supuesto, se planteará la siguiente prueba de hipótesis siguiente, acompañada de un gráfico cuantil-cuantil:

$$\begin{cases} H_0 : \varepsilon_i \sim \text{Normal} \\ H_1 : \varepsilon_i \nsim \text{Normal} \end{cases}$$

## Normal Q-Q Plot of Residuals

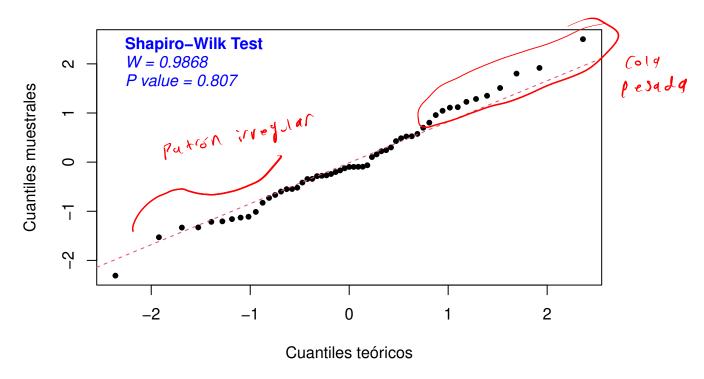


Figura 1: Gráfico cuantil-cuantil y normalidad de residuales

Al ser el P-valor aproximadamente igual a 0.807 y teniendo en cuenta que el nivel de significancia  $\alpha=0.05$ , el P-valor es mucho mayor y por lo tanto, no se rechazaría la hipótesis nula, es decir que los datos distribuyen normal con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , sin embargo la gráfica de comparación de cuantiles permite ver patrones irregulares, al tener más poder el análisis gráfico, se termina por rechazar el cumplimiento de este supuesto.

patrones supuesto.

- INO están probando media constante M hi var cle 52

# 3p 7

# Residuales Estudentizados vs Valores Ajustados

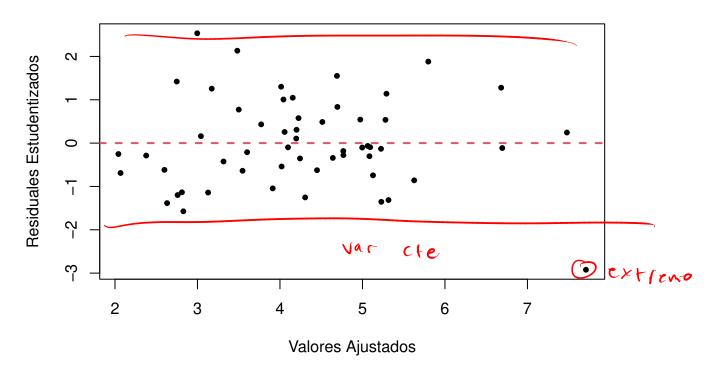


Figura 2: Gráfico residuales estudentizados vs valores ajustados

El modelo cumple con media 0 y ademas podemos ver en el gráfico de residuales estudentizados ver valores ajustados se puede observar que no hay patrones en los que la varianza muestre un comportamiento que permita descartar una varianza constante, al no haber evidencia suficiente en contra de este supuesto se acepta como cierto

## 4.2. Verificación de las observaciones

### 4.2.1. Datos atípicos

# 30+

# Residuales estudentizados

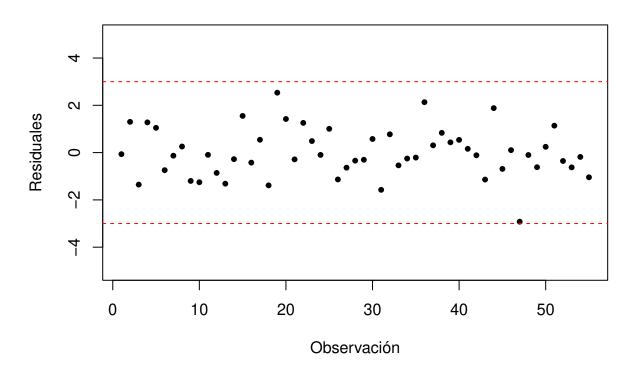


Figura 3: Identificación de datos atípicos

Como se puede observar en la gráfica anterior, no hay datos atípicos en el conjunto de datos pues ningún residual estudentizado sobrepasa el criterio de  $|r_{estud}| > 3$ , solo hay dato que se acerca mucho a este criterio, el cual seria el dato Numero 47 teniendo un residual estudentizado de -2.9225.

#### 4.2.2. Puntos de balanceo

20+

# Gráfica de hii para las observaciones

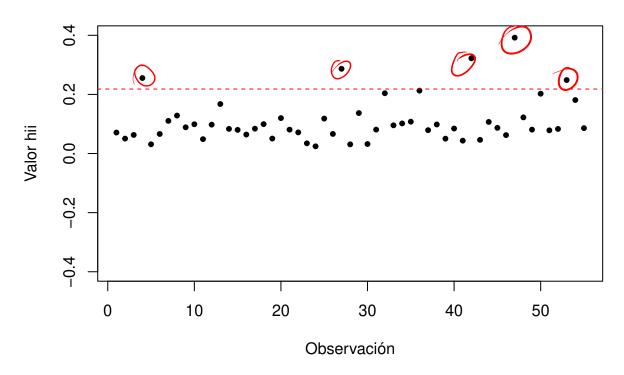


Figura 4: Identificación de puntos de balanceo

## balances

Tabla 6: TablaPuntos influenciales tomando en cuenta hii.value

|          | hii.value |
|----------|-----------|
| punto 4  | 0.2554    |
| punto 27 | 0.2867    |
| punto 42 | 0.3222    |
| punto 47 | 0.3920    |
| punto 53 | 0.2486    |



Al observar la gráfica de observaciones v<br/>s valores  $h_{ii}$ , donde la línea punteada roja representa el valor  $h_{ii}=2\frac{p}{n}=0.2181$ , se puede apreciar que existen 5 datos del conjunto que son puntos de balanceo según el criterio bajo el cual  $h_{ii}>2\frac{p}{n}=0.2181$ , los cuales son los presentados en la tabla.

¿Qué causan!

### 4.2.3. Puntos influenciales

# Gráfica de distancias de Cook

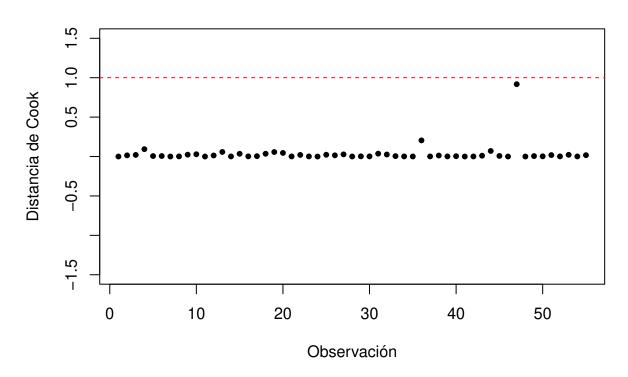


Figura 5: Criterio distancias de Cook para puntos influenciales

Como se observa en la grafica po tenemos ningun punto influencial tomando en cuenta el criterio de Cook, con lo cual se podria decir que los datos no están siendo afectados de manera significativa por ningún punto , y flencial paricia en la gráfica.

217

Ja?

## Gráfica de observaciones vs Dffits

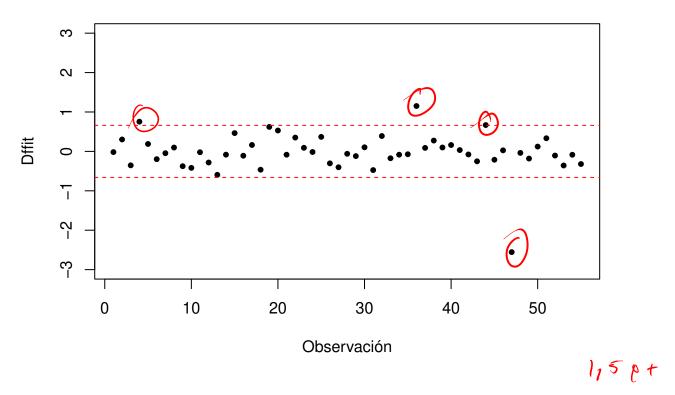


Figura 6: Criterio Dffits para puntos influenciales

Tabla 7: Tabla Puntos influenciales tomando en cuenta Diffts

|          | Dffits  |      |
|----------|---------|------|
| punto 4  | 0.7540  |      |
| punto 36 | 1.1518  |      |
| punto 44 | 0.6686  | •    |
| punto 47 | -2.5559 | ico. |
|          |         | ^    |

Como se puede ver, hay 4 puntos influenciales según el criterio de Dffits, los eu ales son 4, 36, 44 y 47, respectivamente, este criterio dice que para cualquier punto cuyo  $|D_{ffit}| > 2\sqrt{\frac{p}{n}}$  es un punto influencial. Cabe destacar también que con el criterio de distancias de Cook, en el cual para cualquier punto cuya  $D_i > 1$ , es un punto influencial, y como se dijo anteriormente, ninguno de los datos cumple con serlo.

- 1. El modelo no sigue una distribución normal, ya que se observan patrones irregulares en la gráfica de comparación de cuantiles.
- 2. El modelo cumple con la suposición de que la media es 0 y que la varianza es constante, ya que en la gráfica de residuales estudentizados vs valores ajustados no se observan patrones que sugieran lo contrario.

- 3. No hay valores atípicos en el conjunto de datos, ya que ningún residual estudentizado sobrepasa el criterio de |restud| > 3.
- 4. Basándonos en la tabla de análisis de varianza se rechaza la H0 (el modelo no es significativo), concluyendo que el modelo de RLM propuesto es significativo.

En general, estos resultados sugieren que el modelo es adecuado para analizar los datos, aunque es importante tener en cuenta que la falta de normalidad en la distribución de los datos puede afectar la precisión y la validez de los resultados del análisis estadístico.

Falso, su modelo no es válido por no cumplip todos los suprestos