Trabajo 1

9,0

Estudiantes

Maria Camila Monsalve Perez Ricardo Gil Alzate Santiago Barrada Gonzalez Yanith Alejandra Salazar Ossa

Equipo 8

Docente

Julieth Veronica Guarin Escudero

Asignatura

Estadistica II



Sede Medell??n 5 de octubre de 2023

Índice

1.	Pre	gunta 1	3
	1.1.	Modelo de regresión	3
	1.2.	Significancia de la regresión	4
	1.3.	Significancia de los parámetros	4
	1.4.	Interpretación de los parámetros	5
	1.5.	Coeficiente de determinación múltiple \mathbb{R}^2	5
2.	Pre	gunta 2	5
	2.1.	Planteamiento pruebas de hipótesis y modelo reducido	5
	2.2.	Estadístico de prueba y conclusión	6
3.	Pre	gunta 3	6
	3.1.	Prueba de hipótesis y prueba de hipótesis matricial	6
	3.2.	Estadístico de prueba	7
4.	Pre	gunta 4	7
	4.1.	Supuestos del modelo	7
		4.1.1. Normalidad de los residuales	7
		4.1.2. Varianza constante	9
	4.2.	Verificación de las observaciones	10
		4.2.1. Datos atípicos	10
		4.2.2. Puntos de balanceo	11
		4.2.3. Puntos influenciales	12
	43	Conclusión	13

Índice de figuras

1.	Gráfico cuantil-cuantil y normalidad de residuales	8
2.	Gráfico residuales estudentizados vs valores ajustados	9
3.	Identificación de datos atípicos	10
4.	Identificación de puntos de balanceo	11
5.	Criterio distancias de Cook para puntos influenciales	12
6.	Criterio Dffits para puntos influenciales	13
Índi	ce de cuadros	
1.	Tabla de valores coeficientes del modelo	3
2.	Tabla ANOVA para el modelo	4
3.	Resumen de los coeficientes	4
4.	Resumen tabla de todas las regresiones	5

1. Pregunta 1 6pt

Teniendo en cuenta la base de datos brindada, en la cual hay 5 variables regresoras dadas por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \varepsilon_i, \ \varepsilon_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2); \ 1 \leqslant i \leqslant 64$$

Donde:

- Y: Riesgo de infección
- ullet X_1 : Duración de la estadía
- X_2 : Rutina de cultivos
- X_3 : Número de camas
- X_4 : Censo promedio diario
- X_5 : Número de enfermeras



1.1. Modelo de regresión

Al ajustar el modelo, se obtienen los siguientes coeficientes:

Cuadro 1: Tabla de valores coeficientes del modelo

	Valor del parámetro
β_0	-0.6544
β_1	0.2266
β_2	0.0171
β_3	0.0511
β_4	0.0089
β_5	0.0013



Por lo tanto, el modelo de regresión ajustado es:

$$\hat{Y}_i = -0.6544 + 0.2266 X_{1i} + 0.0171 X_{2i} + 0.0511 X_{3i} + 0.0089 X_{4i} + 0.0013 X_{5i} \qquad \qquad \text{iid} \quad N(0,\sigma^2) \quad 1 \leqslant i \leqslant 64$$

en ec. ajustad q

1.2. Significancia de la regresión

Para analizar la significancia de la regresión, se plantea el siguiente juego de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0 \\ H_a : \text{Algún } \beta_j \text{ distinto de 0 para } j=1, 2, ..., 5 \end{cases}$$

Cuyo estadístico de prueba es:

$$F_0 = \frac{MSR}{MSE} \stackrel{H_0}{\sim} f_{5,58} \qquad (1)$$

no va aco

Ahora, se presenta la tabla Anova:

Cuadro 2: Tabla ANOVA para el modelo

	Sumas de cuadrados	g.l.	Cuadrado medio	F_0	P-valor
Regresión Error	66.7160 46.8015	5 58	13.343199 0.806922	16.5359	4.0459e-10

De la tabla Anova, se observa un valor P aproximado a cero, con un nivel de significancia $\alpha=0.05$, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula en la que $\beta_j=0$ con $j\leqslant 5$, aceptando la hipótesis alternativa en la que algún $\beta_j\neq 0$, por lo tanto la regresión es significativa.

1.3. Significancia de los parámetros

En el siguiente cuadro se presenta información de los parámetros, la cual permitirá determinar cuáles de ellos son significativos.

Cuadro 3: Resumen de los coeficientes

	\hat{eta}_j	$SE(\hat{\beta}_j)$	T_{0j}	P-valor
β_0	-0.6544	1.3291	-0.4924	0.6243
β_1	0.2266	0.0689	3.2879	0.0017
β_2	0.0171	0.0245	0.6971	0.4885
β_3	0.0511	0.0124	4.1193	0.0001
β_4	0.0089	0.0064	1.3922	0.1692
β_5	0.0013	0.0006	1.9781	0.0527

80+

Los P-valores presentes en la tabla permiten concluir que con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$, los parámetros β_1 y β_3 son significativos, pues sus P-valores son menores a α .

1.4. Interpretación de los parámetros

36+

 $\hat{\beta}_1$: 0.2266 indica que por cada dia de estadia promedio de los pacientes en el hospital (X_1) el promedio de riesgo de infección aumenta en un 0.2266, cuando las demás variables predictoras permanecen constantes.

 $\hat{\beta}_3$: 0.0511 indica que por cada cama adicional promedio (X_3) el promedio de riesgo de infección aumenta en un 0.0511, cuando las demás variables predictoras permanecen constantes.

1.5. Coeficiente de determinación múltiple R^2

3 pt

para calcular el coeficiente de determinación se usa la siguiente fórmula:

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} \tag{2}$$

Según los datos de la tabla ANOVA el valor de R^2 es 0.5877, lo que significa que aproximadamente el $58.77\,\%$ de la variabilidad total observada en la respuesta es explicada por el modelo de regresión propuesto en el presente informe.

2. Pregunta 2 3p+

2.1. Planteamiento pruebas de hipótesis y modelo reducido

Las tres covariables con el P-valor más bajo en el modelo fueron X_1, X_3, X_5 , por lo tanto a través de la tabla de todas las regresiones posibles se pretende hacer la siguiente prueba de hipótesis:

$$\begin{cases} \mathbf{H}_0: \beta_1=\beta_3=\beta_5=0\\ \mathbf{H}_1: \mathbf{Algún}\ \beta_j\ \mathrm{distinto}\ \mathrm{de}\ 0\ \mathrm{para}\ j=1,3,5 \end{cases}$$

Cuadro 4: Resumen tabla de todas las regresiones

	SSE	Covariables en el modelo
Modelo completo Modelo reducido		X1 X 2 X3 X 4 X5 X2 X4

Luego un modelo reducido para la prueba de significancia del subconjunto es:

$$X_i = \beta_0 + \beta_2 X_{1i} + \beta_4 X_{3i} + \delta; \quad \varepsilon_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2); \quad 1 \leqslant i \leqslant 64$$

$$No \quad \text{coincide}$$

2.2. Estadístico de prueba y conclusión

Se construye el estadístico de prueba como:

$$F_{0} = \frac{(SSE(\beta_{0}, \beta_{2}, \beta_{4}) - SSE(\beta_{0}, \dots, \beta_{5}))/3}{MSE(\beta_{0}, \dots, \beta_{5})} \stackrel{H_{0}}{\sim} f_{3,58}$$

$$= \frac{(89.677 - 46.802)/3}{0.806922}$$

$$= 17.7113$$
(3)

Ahora, comparando el F_0 con $f_{0.05,3,58} = 0$ 766, se puede ver que $F_0 > f_{0.05,3,58}$ y por tanto se rechaza la hipotesis nula $\beta_1 = \beta_3 = \beta_5 = 0$ y se concluye que el riesgo de infeccion promedio depende de al menos una de la variables asociadas a los valores p mas pequeños

3. Pregunta 3



3.1. Prueba de hipótesis y prueba de hipótesis matricial

Se quiere probar que $H_0: \beta_1=2\beta_5$ $3\beta_2=\beta_4$ por consiguiente se plantea la siguiente à de hipótesis: prueba de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = 2\beta_5; \ \beta_2 = 3\beta_4 \\ H_1: Alguna de las igualdades no se cumple \end{cases}$$

Reescribiendo matricialmente tenemos que:

$$\begin{cases} H_0 : \mathbf{L}\underline{\beta} = \underline{\mathbf{0}} \\ H_1 : \mathbf{L}\beta \neq \underline{\mathbf{0}} \end{cases}$$

Con L dada por

$$L = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & -2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & -3 & 0 \end{bmatrix}$$



El modelo reducido está dado por:

$$Y_{i} = \beta_{o} + \beta_{1} X_{1i}^{*} + \beta_{2} X_{2i}^{*} + \beta_{3} X_{3i} + \varepsilon_{i}, \quad \varepsilon_{i} \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^{2}); \quad 1 \leqslant i \leqslant 64$$
Donde $X_{1i}^{*} = X_{1i} + 2X_{5i} \text{ y } X_{2i}^{*} = X_{2i} + 3X_{4i}$

1 pt

3.2. Estadístico de prueba

El estadístico de prueba F_0 está dado por:

$$F_0 = \frac{(SSE(MR) - SSE(MF))/2}{MSE(MF)} \stackrel{H_0}{\sim} f_{2,58}$$

$$(4)$$

Entonces tenemos que:

$$F_0 = \frac{MSE(MF)}{MSE(MF)} \approx 5 \text{ for } 5 \text{ for } 6 \text$$

4. Pregunta 4

4.1. Supuestos del modelo

4.1.1. Normalidad de los residuales

Para la validación de este supuesto, se planteará la siguiente prueba de hipótesis que se realizará por medio de shapiro-wilk, acompañada de un gráfico cuantil-cuantil:

$$\begin{cases} \mathbf{H}_0 : \varepsilon_i \sim \text{Normal} \\ \mathbf{H}_1 : \varepsilon_i \nsim \text{Normal} \end{cases}$$

Normal Q-Q Plot of Residuals

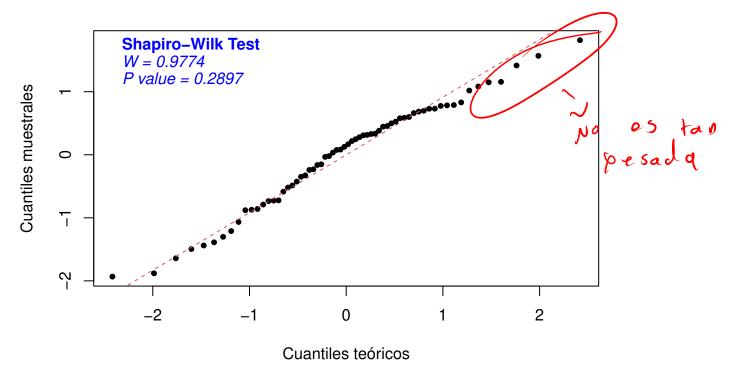


Figura 1: Gráfico cuantil-cuantil y normalidad de residuales

Al ser el P-valor aproximadamente igual a 0.2897 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 μ y varianza σ^2 , sin embargo la gráfica de comparación de cuantiles permite ver la cola superior más pesada y con un patron irregular, al tener más poder el análisis gráfico, se termina por rechazar el cumplimiento de este supuesto. Ahora se validará si la varianza cumple con el supuesto de ser constante.

30+

4.1.2. Varianza constante

Residuales Estudentizados vs Valores Ajustados

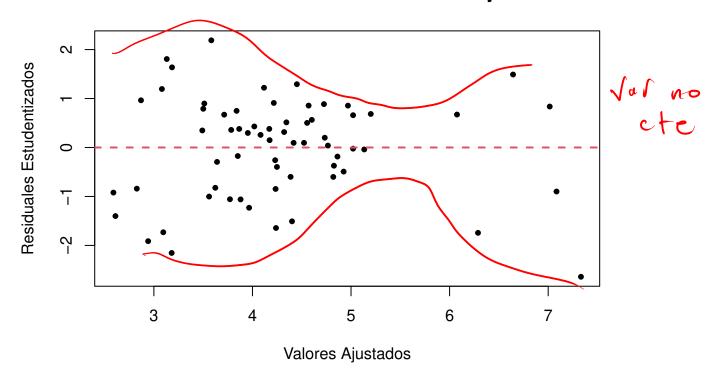


Figura 2: Gráfico residuales estudentizados vs valores ajustados

En el gráfico de residuales estudentizados vs valores ajustados se puede observar que hay patrones con varianza irregular y una disminución de la dispersión de algunos datos en el centro de la grafica, mientras que al inicio y al final aumenta este comportamiento, lo que nos permite descartar la existencia de varianza constante en este modelo. Es posible que algunas observaciones extremas estén afectando este análisis.

307

4.2. Verificación de las observaciones

4.2.1. Datos atípicos

Residuales estudentizados

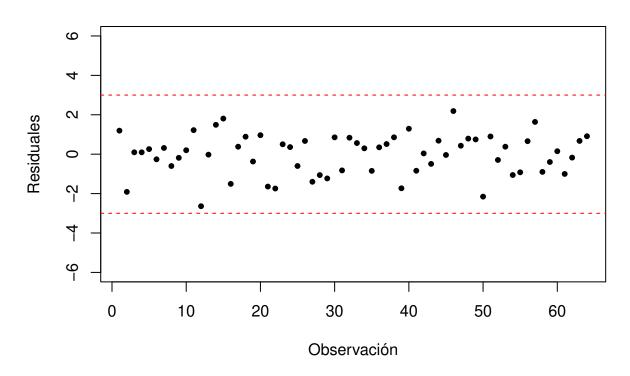


Figura 3: Identificación de datos atípicos

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 $|r_{estud}| > 3$.



4.2.2. Puntos de balanceo

Gráfica de hii para las observaciones

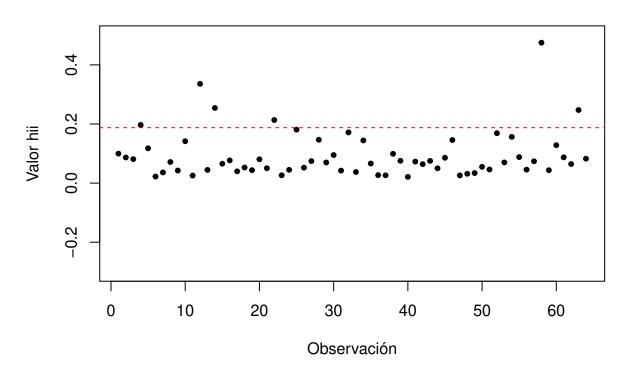


Figura 4: Identificación de puntos de balanceo

Al observar la gráfica de observaciones v
s valores h_{ii} , donde la línea punteada roja representa el valor $h_{ii} = 2\frac{p}{n} = 0.1875$, se puede apreciar que existen 6 datos del conjunto que son puntos de balanceo (4,12,14,22,58,63) según el criterio bajo el cual $h_{ii} > 2\frac{p}{n} = 0.1875$.

¿ Qué causan? 2pt

4.2.3. Puntos influenciales

Gráfica de distancias de Cook

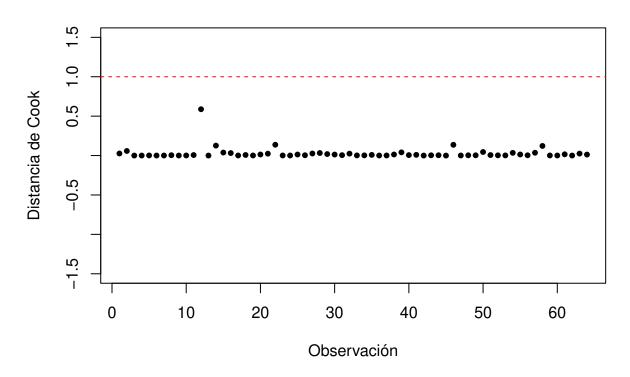


Figura 5: Criterio distancias de Cook para puntos influenciales

podemos apreciar en la grafica que, según el criteria de Cook donde los $D_i > 1$, no hay datos influénciales que afecten las estimaciones de los parametros

Gráfica de observaciones vs Dffits

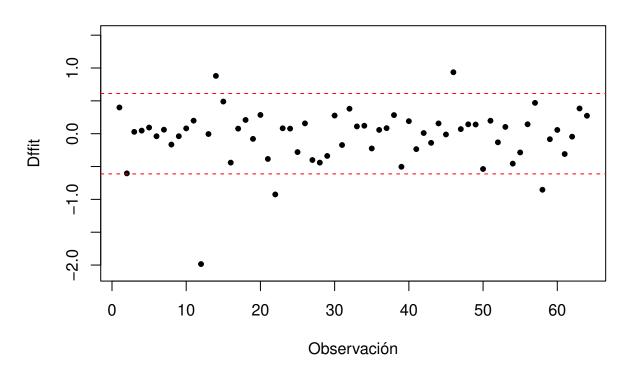


Figura 6: Criterio Dffits para puntos influenciales

Como se puede ver, las observaciones 12,14,22,46,58 son puntos influenciales según el criterio de Dffits, el cual dice que para cualquier punto cuyo $|D_{ffit}| > 2\sqrt{\frac{p}{n}} = 0.612$, es un punto influencial.

Al analizar la gráfica de cuantiles podemos evidenciar que este modelo no distribuye normal a pesar de tener un valor-P superior a $\alpha=0.05$, también se pudo comprobar mediante el gráfico de residuales estudentizados vs valores ajustados que no tiene varianza constante debido a que algunos datos se dispersan en los extremos. Por otro lado, al realizar la identificación de observaciones extremas podemos encontrar que en nuestro modelo no existen datos atípicos que pueda afectar el resultado de ajuste de la regresión, ádemas en la gráfica de los puntos de balanceo se pudieron observar 6 datos que pueden justificar la NO normalidad de los errores estándar y la poca variabilidad explicada en el $R^2=0.5877$. Por último, los puntos influenciales que encontramos fueron 5, los cuales tiene un impacto notable en coeficientes de la regresión ajustada.

En conclusión, por lo mencionado anteriormente podemos afirmar que el modelo de regresión presentado en este trabajo NO es válido.

30+