

Universidad Panamericana
Maestría en Ciencia de Datos
Econometría

Tarea RLM

Enrique Ulises Báez Gómez Tagle

9 de septiembre de 2025

Índice

1	Pregunta 1	2
2	Pregunta 2	3
3	Pregunta 3	4
4	Pregunta 4	6
5	Pregunta 5	6
6	Link al repositorio con código fuente	6

1. Pregunta 1

a) Considere los datos de la tabla 1.

Y	X2	X3
1	1	2
3	2	1
8	3	-3

Cuadro 1: Datos de la pregunta 1

b) Con base en estos datos, estime las siguientes regresiones:

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + u_{1i},$$

$$Y_i = \lambda_1 + \lambda_3 X_{3i} + u_{2i},$$

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i,$$

a) ¿Es $\alpha_2 = \beta_2$? ¿Por qué?

b) ¿Es $\lambda_3 = \beta_3$? ¿Por qué?

c) ¿Qué conclusión importante obtiene de este ejercicio?

Con los datos (Y, X_2, X_3) :

$$Y = \{1, 3, 8\}, \quad X_2 = \{1, 2, 3\}, \quad X_3 = \{2, 1, -3\}.$$

Estimaciones:

$$(1) Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + u_{1i},$$

$$\hat{\alpha}_1 = -3, \hat{\alpha}_2 = 3.5.$$

$$(2) Y_i = \lambda_1 + \lambda_3 X_{3i} + u_{2i},$$

$$\hat{\lambda}_1 = 4, \hat{\lambda}_3 = -1.3571.$$

$$(3) Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i,$$

$$\hat{\beta}_1 = 2, \hat{\beta}_2 = 1, \hat{\beta}_3 = -1.$$

a) No, $\alpha_2 \neq \beta_2$. El estimador α_2 en la regresión simple está sesgado porque omite X_3 , correlacionado con X_2 . Se cumple la fórmula del sesgo por variable omitida.

b) Tampoco, $\lambda_3 \neq \beta_3$. Análogamente, al omitir X_2 , el coeficiente de X_3 se ve afectado por su correlación con X_2 .

c) Este ejercicio nos permite entender el *sesgo por variable omitida*. Los coeficientes en regresiones simples (α_2, λ_3) difieren de los verdaderos efectos parciales (β_2, β_3) que sólo se identifican en la regresión múltiple.

2. Pregunta 2

a) La demanda de rosas. En la Tabla 2 se presentan datos trimestrales (1971-III a 1975-II) sobre estas variables:

Y = cantidad de rosas vendidas (docenas);

X_2 = precio promedio al mayoreo de rosas (\$/docena);

X_3 = precio promedio al mayoreo de claveles (\$/docena);

X_4 = ingreso familiar disponible promedio semanal (\$/semana);

X_5 = variable de tendencia que toma valores de (1,2,...), durante el periodo 1971-III a 1975-II en el área metropolitana de Detroit.

Año-trim	Y	X_2	X_3	X_4	X_5
1971-III	11484	2.26	3.49	158.11	1
1971-IV	9348	2.54	2.85	173.36	2
1972-I	8429	3.07	4.06	165.26	3
1972-II	10079	2.91	3.64	172.92	4
1972-III	9240	2.73	3.21	178.46	5
1972-IV	8862	2.77	3.66	198.62	6
1973-I	6216	3.59	3.76	186.28	7
1973-II	8253	3.23	3.49	188.98	8
1973-III	8038	2.60	3.13	180.49	9
1973-IV	7476	2.89	3.20	183.33	10
1974-I	5911	3.77	3.65	181.87	11
1974-II	7950	3.64	3.60	185.00	12
1974-III	6134	2.82	2.94	184.00	13
1974-IV	5868	2.96	3.12	188.20	14
1975-I	3160	4.24	3.58	175.67	15
1975-II	5872	3.69	3.53	188.00	16

Cuadro 2: Demanda trimestral de rosas en Detroit (1971-III a 1975-II).

Se le pide considerar las siguientes funciones de demanda:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \alpha_4 X_{4t} + \alpha_5 X_{5t} + u_t,$$

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 \ln X_{3t} + \beta_4 \ln X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + u_t.$$

(a) Estime los parámetros del modelo lineal e interprete los resultados.

Modelo lineal estimado por MCO (con intercepto):

$$\widehat{Y}_t = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \hat{\alpha}_3 X_{3t} + \hat{\alpha}_4 X_{4t} + \hat{\alpha}_5 X_{5t},$$

$$\text{con } \hat{\alpha}_1 = 10820.0, \quad \hat{\alpha}_2 = -2227.70 \ (t = -2.42, \ p = 0.034), \quad \hat{\alpha}_3 = 1251.14 \ (t = 1.08, \ p = 0.303),$$

$$\hat{\alpha}_4 = 6.283 \ (t = 0.21, \ p = 0.841), \quad \hat{\alpha}_5 = -197.40 \ (t = -1.94, \ p = 0.078).$$

Ajuste e inferencia: $R^2 = 0.835$, $R^2_{adj} = 0.775$, $F = 13.89$ ($p = 0.000281$). Durbin-Watson = 2.33.

El precio propio de las rosas (X_2) tiene signo negativo y es significativo al 5%; el precio de los claveles (X_3) es positivo pero no significativo; el ingreso (X_4) es positivo pero no significativo; la tendencia (X_5) es negativa y significativa (10%). El número de condición elevado (4.48×10^3) podría indicar *multicolinealidad* potencial.

(b) Estime los parámetros del modelo log-lineal e interprete los resultados.

Modelo log-lineal estimado por MCO:

$$\widehat{\ln Y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \ln X_{2t} + \hat{\beta}_3 \ln X_{3t} + \hat{\beta}_4 \ln X_{4t} + \hat{\beta}_5 X_{5t},$$

con $\hat{\beta}_1 = 3.572$, $\hat{\beta}_2 = -1.1707$ ($t = -2.40$, $p = 0.035$), $\hat{\beta}_3 = 0.7379$ ($t = 1.13$, $p = 0.282$),

$\hat{\beta}_4 = 1.1532$ ($t = 1.28$, $p = 0.227$), $\hat{\beta}_5 = -0.0301$ ($t = -1.83$, $p = 0.094$).

Ajuste e inferencia: $R^2 = 0.799$, $R^2_{adj} = 0.726$, $F = 10.92$ ($p = 0.000798$). Durbin-Watson = 2.05.

Aquí, los coeficientes $\beta_2, \beta_3, \beta_4$ son elasticidades: la demanda es elástica al precio propio (-1.17 , significativo al 5%), presenta elasticidad cruzada positiva frente al precio de claveles (0.74 , no significativa) y es normal (elasticidad ingreso 1.15 , no significativa). La tendencia es levemente decreciente (10%).

- (c) β_2 , β_3 y β_4 dan, respectivamente, las elasticidades de la demanda respecto al precio propio, precio cruzado e ingreso. ¿Cuáles son, a priori, los signos esperados de estas elasticidades? ¿Concuerdan estos resultados con las expectativas a priori?

Expectativas a priori: $\beta_2 < 0$ (ley de la demanda), $\beta_3 > 0$ si claveles son sustitutos, y $\beta_4 > 0$ si las rosas son normal.

Resultados: $\hat{\beta}_2 = -1.1707 < 0$, $\hat{\beta}_3 = 0.7379 > 0$, $\hat{\beta}_4 = 1.1532 > 0$. Los signos *concuerdan* con la teoría; sólo el efecto de precio propio es estadísticamente significativo al 5%.

- (d) ¿Cómo calcularía las elasticidades precio propio, precio cruzado e ingreso en el modelo lineal? Calculamos las elasticidades en un punto de evaluación como

$$\varepsilon_{Y, X_j} = \frac{\partial Y}{\partial X_j} \frac{\bar{X}_j}{\bar{Y}} = \hat{\alpha}_j \frac{\bar{X}_j}{\bar{Y}}, \quad j \in \{2, 3, 4\}.$$

Evaluadas en las medias, se obtienen:

$$\varepsilon_{\text{precio propio}} = -0.9053, \quad \varepsilon_{\text{precio cruzado}} = 0.5616, \quad \varepsilon_{\text{ingreso}} = 0.1484.$$

Para el modelo log-lineal, las elasticidades son constantes e iguales a los coeficientes: $\varepsilon_p = -1.1707$, $\varepsilon_{pc} = 0.7379$, $\varepsilon_y = 1.1532$.

- (e) Con base en su análisis, ¿cuál modelo, si existe, escogería y por qué?

Comparación: el modelo lineal exhibe mayor $R^2_{adj} = 0.775$ que el log-lineal (0.726), pero el log-lineal se ve favorecido por los criterios de información ($AIC = -9.08$, $BIC = -5.22$ frente a 269.48 y 273.34). Además, el log-lineal entrega elasticidades directamente interpretables y suele capturar mejor relaciones proporcionales.

Con base en AIC/BIC y en la interpretación económica (elasticidades), **elegimos el modelo log-lineal**. No obstante, la muestra es pequeña ($n = 16$) y hay indicios de multicolinealidad; es recomendable revisar los resultados con precaución.

3. Pregunta 3

- a) Desembolsos del presupuesto de defensa de Estados Unidos, 1962–1981. Para explicar el presupuesto de defensa, considere el siguiente modelo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + u_t.$$

Donde:

Y_t = desembolsos del presupuesto de defensa durante el año t , \$ miles de millones.

X_{2t} = PNB durante el año t , \$ miles de millones.

X_{3t} = ventas militares de Estados Unidos/ayuda en el año t , \$ miles de millones.

X_{4t} = ventas de la industria aeroespacial, \$ miles de millones.

X_{5t} = conflictos militares que implican a más de 100 000 soldados. Esta variable adquiere el valor de 1 cuando participan 100 000 soldados o más, y es igual a cero cuando el número de soldados no llega a 100 000.

Año	Y	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
1962	51.1	560.3	0.6	16.0	0
1963	52.3	590.5	0.9	16.4	0
1964	53.6	632.4	1.1	16.7	0
1965	49.6	684.9	1.4	17.0	1
1966	56.8	749.9	1.6	20.2	1
1967	70.1	793.0	1.0	23.1	1
1968	80.5	865.0	0.8	25.6	1
1969	81.2	931.4	1.5	24.6	1
1970	80.3	992.7	1.0	24.8	1
1971	77.7	1077.6	1.5	27.1	1
1972	78.3	1185.9	2.95	21.5	1
1973	74.5	1326.4	4.8	24.3	0
1974	77.8	1434.2	10.3	26.8	0
1975	85.6	1549.2	16.0	29.5	0
1976	89.4	1748.0	14.7	30.4	0
1977	97.5	1918.3	8.3	33.3	0
1978	105.2	2163.9	11.0	38.0	0
1979	117.7	2417.8	13.0	46.2	0
1980	135.9	2633.1	15.3	57.6	0
1981	162.1	2937.7	18.0	68.9	0

Cuadro 3: EE. UU.: Presupuesto de defensa y variables explicativas (1962–1981).

b) Con base en la Tabla 3, responda:

- (a) Estime los parámetros del modelo lineal y sus errores estándar, y obtenga R^2 y R^2 ajustada. El modelo estimado por MCO (entre paréntesis se reportan los errores estándar) es

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2t} + \hat{\beta}_3 X_{3t} + \hat{\beta}_4 X_{4t} + \hat{\beta}_5 X_{5t},$$

$$\text{con } \hat{\beta}_1 = 19.7122 \text{ (3.3509)}, \quad \hat{\beta}_2 = 0.0164 \text{ (0.0065)}, \quad \hat{\beta}_3 = -0.2261 \text{ (0.4556)}, \\ \hat{\beta}_4 = 1.3967 \text{ (0.2608)}, \quad \hat{\beta}_5 = 5.3564 \text{ (3.0201)},$$

Métricas de ajuste: $R^2 = 0.9784$, $R_{aj}^2 = 0.9726$, $F = 169.5$ ($p = 2.73 \times 10^{-12}$). Durbin–Watson = 1.169.

Ecuación en niveles: $\hat{Y}_t = 19.7122 + 0.0164 X_{2t} - 0.2261 X_{3t} + 1.3967 X_{4t} + 5.3564 X_{5t}$.

- (b) Comente los resultados, considerando cualquier expectativa *a priori* que tenga sobre la relación entre Y y las diversas variables X.

Signos esperados: se anticipa efecto positivo de PNB (X_2), ventas militares/ayuda (X_3), ventas aeroespaciales (X_4) y de la dummy de conflicto (X_5).

Resultados: $\hat{\beta}_2 > 0$ y significativo al 5 % ($t = 2.51$); $\hat{\beta}_4 > 0$ y altamente significativo ($t = 5.36$); $\hat{\beta}_5 > 0$ y marginal al 10 % ($t = 1.77$); $\hat{\beta}_3 < 0$ y no significativo.

En promedio, manteniendo todo lo demás constante:

- Un aumento de \$1 mil millones en el PNB se asocia con 0.016 mil millones adicionales en defensa.
- Un aumento de \$1 mil millón en ventas aeroespaciales se asocia con 1.397 mil millones adicionales en defensa.
- La presencia de un conflicto $X_5 = 1$ eleva el gasto en ≈ 5.36 mil millones.

Diagnóstico: el número de condición ($\approx 5.53 \times 10^3$) y VIF altos obtenidos (p.ej. $VIF_{X_2} \approx 80$, $VIF_{X_4} \approx 62$) sugieren una *multicolinealidad* severa entre regresores macro, lo cual puede inflar errores estándar y volver inestables algunos signos (como X_3). Durbin–Watson = 1.17 sugiere posible autocorrelación positiva de primer orden en residuos (series anuales).

(c) ¿Qué otra(s) variable(s) incluiría en el modelo y por qué?

Incluiría variables para (i) trabajar en términos reales y (ii) capturar dinámica/geopolítica:

- Deflactor del gasto de defensa o CPI (para expresar todas las series en términos reales) y una tendencia temporal.
- Petróleo y/o choques energéticos 1973–79; tasa de inflación o interés (política macro).
- Gasto/PNB rezagado o Y_{t-1} (inercia presupuestal) y rezagos de X_2, X_4 .
- Dummies geopolíticas (p.ej., Vietnam 1965–73) o un indicador de tensiones internacionales adicional a X_5 .

Con estas variables, se podrían mitigar sesgos por omisión y reducir la multicolinealidad al separar tendencias comunes entre X_2 y X_4 .

4. Pregunta 4

5. Pregunta 5

6. Link al repositorio con código fuente

<https://github.com/enriquegomeztagle/MCD-Econometria/tree/main/HWs/MLR-Homework>