Tarea 3

JESUS ALEXIS SANCHEZ MORENO

MATRICULA: 224470329

EJERCICIO 5.6

5.6 Suppose that from a sample of 63 observations, the least squares estimates and the corresponding estimated covariance matrix are given by

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \\ -1 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{\operatorname{cov}(b)} = \begin{bmatrix} 3 & -2 & 1 \\ -2 & 4 & 0 \\ 1 & 0 & 3 \end{bmatrix}$$

Test each of the following hypotheses and state the conclusion:
(a) $\beta_2 = 0$
(b) $\beta_1 + 2\beta_2 = 5$
(c) $\beta_1 - \beta_2 + \beta_3 = 4$

Para resolver este problema, utilizaremos la prueba t para una combinación lineal de coeficientes de regresión. La fórmula general para el estadístico de prueba t es:

$$t = \frac{c'b - d}{se(c'b)}$$

donde:

- **b** es el vector de los coeficientes estimados.
- **c** es un vector que define la combinación lineal de los coeficientes.
- **d** es el valor hipotetizado.
- **se(c'b)** es el error estándar de la combinación lineal, que se calcula como $\sqrt{c'\text{cov}(b)c}$.

El número de observaciones es **n = 63** y el número de parámetros estimados es **k = 3**. Por lo tanto, los grados de libertad para la prueba t son **gl = n - k = 63 - 3 = 60**.

Usaremos un nivel de significancia estándar de $\alpha = 0.05$. Para una prueba de dos colas con 60 grados de libertad, el valor crítico de t es aproximadamente $t_{crit} \approx 2.000$. Si el valor absoluto de nuestro estadístico t calculado es mayor que 2.000, rechazaremos la hipótesis nula.

(a) Prueba de la hipótesis $H_0 : \beta_2 = 0$

1. **Establecer la hipótesis:**
   - Hipótesis nula (H_0): $\beta_2 = 0$
   - Hipótesis alternativa (H_1): $\beta_2 \neq 0$
2. **Calcular el valor de la combinación lineal:**
   La combinación es simplemente b_2, que es 3.
3. **Calcular el error estándar:**
   El error estándar de b_2 es la raíz cuadrada de su varianza. La varianza de b_2 es el elemento en la segunda fila y segunda columna de la matriz de covarianza.
   - $\text{Var}(b_2) = 4$
   - $se(b_2) = \sqrt{4} = 2$
4. **Calcular el estadístico t:**

$$t = \frac{b_2 - 0}{se(b_2)} = \frac{3 - 0}{2} = 1.5$$

5. **Conclusión:**
   El valor absoluto del estadístico t es $|1.5| = 1.5$. Dado que $1.5 < 2.000$ (nuestro valor crítico), **no se rechaza la hipótesis nula**. No hay evidencia estadística suficiente para concluir que el coeficiente β_2 es diferente de cero.

(b) Prueba de la hipótesis $H_0 : \beta_1 + 2\beta_2 = 5$

1. **Establecer la hipótesis:**
   - Hipótesis nula (H_0): $\beta_1 + 2\beta_2 = 5$
   - Hipótesis alternativa (H_1): $\beta_1 + 2\beta_2 \neq 5$
2. **Calcular el valor de la combinación lineal:**

$$\beta_1 + 2\beta_2 = (2) + 2(3) = 8$$

3. **Calcular el error estándar de la combinación:**
   La varianza de la combinación es $\mathrm{Var}(b_1 + 2b_2) = \mathrm{Var}(b_1) + 4\mathrm{Var}(b_2) + 4\mathrm{Cov}(b_1, b_2)$.
   - $\mathrm{Var}(b_1) = 3$
   - $\mathrm{Var}(b_2) = 4$
   - $\mathrm{Cov}(b_1, b_2) = -2$
   - $\mathrm{Var}(b_1 + 2b_2) = 3 + 4(4) + 4(-2) = 3 + 16 - 8 = 11$
   - $se(b_1 + 2b_2) = \sqrt{11} \approx 3.317$
4. **Calcular el estadístico t:**

$$t = \frac{(b_1 + 2b_2) - 5}{se(b_1 + 2b_2)} = \frac{8 - 5}{3.317} = \frac{3}{3.317} \approx 0.904$$

5. **Conclusión:**
   El valor absoluto del estadístico t es $|0.904| = 0.904$. Dado que $0.904 < 2.000$, **no se rechaza la hipótesis nula**. No hay evidencia estadística suficiente para concluir que la combinación lineal $\beta_1 + 2\beta_2$ es diferente de 5.

(c) Prueba de la hipótesis $H_0 : \beta_1 - \beta_2 + \beta_3 = 4$

1. **Establecer la hipótesis:**
   - Hipótesis nula (H_0): $\beta_1 - \beta_2 + \beta_3 = 4$
   - Hipótesis alternativa (H_1): $\beta_1 - \beta_2 + \beta_3 \neq 4$
2. **Calcular el valor de la combinación lineal:**

$$b_1 - b_2 + b_3 = (2) - (3) + (-1) = -2$$

3. **Calcular el error estándar de la combinación:**
   La varianza es $\mathrm{Var}(b_1 - b_2 + b_3) = \mathrm{Var}(b_1) + \mathrm{Var}(b_2) + \mathrm{Var}(b_3) - 2\mathrm{Cov}(b_1, b_2) + 2\mathrm{Cov}(b_1, b_3) - 2\mathrm{Cov}(b_2, b_3)$.
   - $\mathrm{Var}(b_1) = 3$, $\mathrm{Var}(b_2) = 4$, $\mathrm{Var}(b_3) = 3$
   - $\mathrm{Cov}(b_1, b_2) = -2$, $\mathrm{Cov}(b_1, b_3) = 1$, $\mathrm{Cov}(b_2, b_3) = 0$
   - $\mathrm{Var}(b_1 - b_2 + b_3) = 3 + 4 + 3 - 2(-2) + 2(1) - 2(0) = 10 + 4 + 2 = 16$
   - $se(b_1 - b_2 + b_3) = \sqrt{16} = 4$
4. **Calcular el estadístico t:**

$$t = \frac{(b_1 - b_2 + b_3) - 4}{se(b_1 - b_2 + b_3)} = \frac{-2 - 4}{4} = \frac{-6}{4} = -1.5$$

5. **Conclusión:**
   El valor absoluto del estadístico t es $|-1.5| = 1.5$. Dado que $1.5 < 2.000$, **no se rechaza la hipótesis nula**. No hay evidencia estadística suficiente para concluir que la combinación lineal $\beta_1 - \beta_2 + \beta_3$ es diferente de 4.

EJERCICIO 5.8

5.8* An agricultural economist carries out an experiment to study the production relationship between the dependent variable $YIELD$ = peanut yield (pounds per acre) and the production inputs

$NITRO$ = amount of nitrogen applied (hundreds of pounds per acre)
$PHOS$ = amount of phosphorus fertilizer (hundreds of pounds per acre)

A total $N = 27$ observations were obtained using different test fields. The estimated quadratic model, with an interaction term, is

$$\widehat{YIELD} = 1.385 + 8.011NITRO + 4.800PHOS - 1.944NITRO^2 - 0.778PHOS^2 - 0.567NITRO \times PHOS$$

(a) Find equations describing the marginal effect of nitrogen on yield and the marginal effect of phosporus on yield. What do these equations tell you?
(b) What are the marginal effects of nitrogen and of phosphorus when (i) $NITRO$ and $PHOS = 1$ and (ii) when $NITRO = 2$ and $PHOS = 2$? Comment on your findings.

(c) Test the hypothesis that the marginal effect of nitrogen is zero, when
(iv) $PHOS = 1$ and $NITRO = 1$
(v) $PHOS = 1$ and $NITRO = 2$
(vi) $PHOS = 1$ and $NITRO = 3$
Note: The following information may be useful:

$$\widehat{\text{var}(b_2 + 2b_4 + b_6)} = 0.233$$
$$\widehat{\text{var}(b_2 + 4b_4 + b_6)} = 0.040$$
$$\widehat{\text{var}(b_2 + 6b_4 + b_6)} = 0.233$$

(d) ◆ [This part requires the use of calculus] For the function estimated, what levels of nitrogen and phosphorus give maximum yield? Are these levels the optimal fertilizer applications for the peanut producer?

(a) Efectos Marginales del Nitrógeno y Fósforo

Para encontrar el efecto marginal de cada insumo, calculamos la derivada parcial de la función de producción (YIELD) con respecto a cada insumo.

La ecuación de producción estimada es:

$$YIELD = 1.385 + 8.011 \cdot NITRO + 4.800 \cdot PHOS - 1.944 \cdot NITRO^2 - 0.778 \cdot PHOS^2 - 0.567 \cdot NITRO \cdot PHOS$$

1. Efecto Marginal del Nitrógeno (ME_NITRO)

Es la derivada parcial con respecto a `NITRO`:

$$\frac{\partial YIELD}{\partial NITRO} = 8.011 - 2(1.944) \cdot NITRO - 0.567 \cdot PHOS$$
$$\mathbf{ME_{NITRO} = 8.011 - 3.888 \cdot NITRO - 0.567 \cdot PHOS}$$

2. Efecto Marginal del Fósforo (ME_PHOS)

Es la derivada parcial con respecto a `PHOS`:

$$\frac{\partial YIELD}{\partial PHOS} = 4.800 - 2(0.778) \cdot PHOS - 0.567 \cdot NITRO$$
$$\mathbf{ME_{PHOS} = 4.800 - 1.556 \cdot PHOS - 0.567 \cdot NITRO}$$

Interpretación: Estas ecuaciones muestran que el efecto de añadir una unidad más de fertilizante (**el efecto marginal**) no es constante. Depende de la cantidad de ese mismo fertilizante que ya se ha aplicado (los términos negativos $-3.888 \cdot NITRO$ y $-1.556 \cdot PHOS$), lo que indica **rendimientos marginales decrecientes**. Además, el efecto de un fertilizante también depende de la cantidad del otro fertilizante aplicado (el término -0.567), lo que muestra una **interacción negativa** entre ambos.

(b) Cálculo de los Efectos Marginales en Puntos Específicos

i) Cuando NITRO = 1 y PHOS = 1:

- $ME_{NITRO} = 8.011 - 3.888(1) - 0.567(1) = \mathbf{3.556}$
- $ME_{PHOS} = 4.800 - 1.556(1) - 0.567(1) = \mathbf{2.677}$

A este nivel, añadir 100 libras más de nitrógeno por acre aumentaría el rendimiento en 3.556 libras por acre. Añadir 100 libras más de fósforo aumentaría el rendimiento en 2.677 libras por acre. Ambos tienen un impacto positivo.

ii) Cuando NITRO = 2 y PHOS = 2:

- $ME_{NITRO} = 8.011 - 3.888(2) - 0.567(2) = 8.011 - 7.776 - 1.134 = \mathbf{-0.900}$
- $ME_{PHOS} = 4.800 - 1.556(2) - 0.567(2) = 4.800 - 3.112 - 1.134 = \mathbf{0.554}$

Comentario sobre los hallazgos: Al duplicar la cantidad de fertilizantes, el efecto marginal del nitrógeno se ha vuelto **negativo**. Esto significa que a este nivel, añadir más nitrógeno en realidad **disminuiría** el rendimiento total (uso excesivo). El efecto marginal del fósforo sigue siendo positivo, pero es mucho menor que antes (2.677 vs 0.554), lo que demuestra claramente el principio de rendimientos marginales decrecientes.

(c) Prueba de Hipótesis para el Efecto Marginal del Nitrógeno

Vamos a probar la hipótesis nula (H_0) de que el efecto marginal del nitrógeno es cero en diferentes condiciones. Usaremos una prueba t con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$.

- **Grados de libertad (gl):** $N - k = 27 - 6 = 21$
- **Valor crítico de t** (dos colas, gl=21, $\alpha = 0.05$): $t_{crit} \approx \mathbf{2.080}$
- La fórmula del estadístico t es: $t = \frac{\text{Valor Estimado} - 0}{\text{Error Estándar}}$

iv) Cuando PHOS = 1 y NITRO = 1:

- **Valor estimado:** $ME_{NITRO} = 3.556$ (calculado en b)
- **Error estándar:** $\sqrt{\text{var}(b_2 + 2b_4 + b_6)} = \sqrt{0.233} \approx 0.4827$
- **Estadístico t:** $t = \frac{3.556}{0.4827} \approx \mathbf{7.367}$
- **Conclusión:** Como $|7.367| > 2.080$, **se rechaza la hipótesis nula**. El efecto marginal del nitrógeno es estadísticamente significativo (y positivo) en este nivel.

v) Cuando PHOS = 1 y NITRO = 2:

- **Valor estimado:** $ME_{NITRO} = 8.011 - 3.888(2) - 0.567(1) = -0.332$
- **Error estándar:** $\sqrt{\text{var}(b_2 + 4b_4 + b_6)} = \sqrt{0.040} = 0.200$
- **Estadístico t:** $t = \frac{-0.332}{0.200} = \mathbf{-1.66}$
- **Conclusión:** Como $|-1.66| < 2.080$, **no se rechaza la hipótesis nula**. El efecto marginal del nitrógeno no es estadísticamente diferente de cero en este nivel.

vi) Cuando PHOS = 1 y NITRO = 3:

- **Valor estimado:** $ME_{NITRO} = 8.011 - 3.888(3) - 0.567(1) = -4.220$
- **Error estándar:** $\sqrt{\text{var}(b_2 + 6b_4 + b_6)} = \sqrt{0.233} \approx 0.4827$
- **Estadístico t:** $t = \frac{-4.220}{0.4827} \approx \mathbf{-8.743}$
- **Conclusión:** Como $|-8.743| > 2.080$, **se rechaza la hipótesis nula**. El efecto marginal del nitrógeno es estadísticamente significativo (y fuertemente negativo) en este nivel.

(d) Niveles de Fertilizantes para un Rendimiento Máximo

Para maximizar el rendimiento, debemos encontrar los niveles de `NITRO` y `PHOS` donde ambos efectos marginales son iguales a cero. Esto requiere resolver el siguiente sistema de ecuaciones:

1. $8.011 - 3.888 \cdot NITRO - 0.567 \cdot PHOS = 0$
2. $4.800 - 1.556 \cdot PHOS - 0.567 \cdot NITRO = 0$

Resolviendo este sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas, obtenemos:

$$\mathbf{NITRO \approx 1.701}$$
$$\mathbf{PHOS \approx 2.465}$$

Estos son los niveles (170.1 lbs/acre de nitrógeno y 246.5 lbs/acre de fósforo) que maximizan la **producción física** de cacahuates.

¿Son estos los niveles óptimos para el productor?

No. Un productor busca maximizar las **ganancias**, no necesariamente el rendimiento. Las ganancias se maximizan cuando el ingreso adicional por usar una unidad más de fertilizante (ingreso marginal) es igual al costo de esa unidad de fertilizante (costo marginal).

En el punto de máximo rendimiento, el efecto marginal es cero, lo que significa que el ingreso marginal de añadir más fertilizante también es cero. Dado que los fertilizantes tienen un costo, en este punto el productor estaría gastando dinero en un insumo que ya no genera ningún ingreso adicional. Por lo tanto, el nivel óptimo de aplicación de fertilizantes desde una perspectiva económica siempre será **menor** que el nivel que maximiza el rendimiento físico.

EJERCICIO 5.9

5.9 When estimating wage equations, we expect that young, inexperienced workers will have relatively low wages and that with additional experience their wages will rise, but then begin to decline after middle age, as the worker nears retirement. This life-cycle pattern of wages can be captured by introducing experience and experience squared to explain the level of wages. If we also include years of education, we have the equation

$$WAGE = \beta_1 + \beta_2 EDUC + \beta_3 EXPER + \beta_4 EXPER^2 + e$$

(a) What is the marginal effect of experience on wages?
(b) What signs do you expect for each of the coefficients β_2, β_3, and β_4? Why?
(c) After how many years of experience do wages start to decline? (Express your answer in terms of β's.)
(d) The results from estimating the equation using 1000 observations in the file *cps4c_small.dat* are given in Table 5.9 on page 204. Find 95% interval estimates for

(i) The marginal effect of education on wages
(ii) The marginal effect of experience on wages when $EXPER = 4$
(iii) The marginal effect of experience on wages when $EXPER = 25$
(iv) The number of years of experience after which wages decline

Table 5.9 Wage Equation with Quadratic Experience

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Stat	Prob.
C	−13.4303	2.0285	−6.621	0.000
$EDUC$	2.2774	0.1394	16.334	0.000
$EXPER$	0.6821	0.1048	6.507	0.000
$EXPER^2$	−0.0101	0.0019	−5.412	0.000

Covariance Matrix for Least Squares Estimates

	C	$EDUC$	$EXPER$	$EXPER^2$
C	4.114757339	−0.215505842	−0.124023160	0.001822688
$EDUC$	−0.215505842	0.019440281	−0.000217577	0.000015472
$EXPER$	−0.124023160	−0.000217577	0.010987185	−0.000189259
$EXPER^2$	0.001822688	0.000015472	−0.000189259	0.000003476

(a) Efecto Marginal de la Experiencia en los Salarios

El efecto marginal de la experiencia es la derivada de la ecuación del salario con respecto a la experiencia (`EXPER`). Mide cómo cambia el salario ante un cambio de un año en la experiencia.

Dada la ecuación:

$$WAGE = \beta_1 + \beta_2 EDUC + \beta_3 EXPER + \beta_4 EXPER^2 + e$$

El efecto marginal es:

$$\frac{\partial WAGE}{\partial EXPER} = \boldsymbol{\beta_3 + 2\beta_4 \mathbf{EXPER}}$$

(b) Signos Esperados para los Coeficientes

Basado en la teoría del capital humano y el ciclo de vida de los ingresos:

- β_2 **(Educación):** Se espera que sea **positivo** $(+)$. Generalmente, un mayor nivel educativo se traduce en mayores habilidades y productividad, lo que conduce a salarios más altos.

- β_3 **(Experiencia):** Se espera que sea **positivo** $(+)$. Al principio de la carrera, cada año adicional de experiencia aumenta las habilidades y la productividad, lo que resulta en un aumento salarial.
- β_4 **(Experiencia al cuadrado):** Se espera que sea **negativo** $(-)$. Este término captura los rendimientos decrecientes de la experiencia. Implica que, si bien los salarios aumentan con la experiencia, lo hacen a un ritmo cada vez más lento, hasta que alcanzan un punto máximo y luego comienzan a disminuir a medida que las habilidades pueden volverse obsoletas o la productividad disminuye cerca de la jubilación. La combinación de un β_3 positivo y un β_4 negativo crea la forma de U invertida esperada en el perfil de ingresos a lo largo de la vida.

(c) Punto donde los Salarios Comienzan a Disminuir

Los salarios comienzan a disminuir en el punto donde el efecto marginal de la experiencia es cero. Para encontrar este punto, igualamos la ecuación del efecto marginal a cero y despejamos `EXPER`.

$$\beta_3 + 2\beta_4 EXPER = 0$$

$$2\beta_4 EXPER = -\beta_3$$

$$\mathbf{EXPER = -\frac{\beta_3}{2\beta_4}}$$

Esta fórmula nos da el número de años de experiencia en el que se alcanza el salario máximo.

(d) Estimaciones de Intervalo del 95%

Usaremos la fórmula: **Estimación ± (Valor crítico t) × (Error estándar)**.
Con $n = 1000$ observaciones y $k = 4$ parámetros, los grados de libertad son $1000 - 4 = 996$. El valor crítico de t para un intervalo del 95% con 996 grados de libertad es aproximadamente **1.96**.

(i) Efecto Marginal de la Educación en los Salarios

- **Estimación (b_2):** 2.2774
- **Error estándar ($se(b_2)$):** 0.1394
- **Intervalo:** $2.2774 \pm 1.96 \times 0.1394 = 2.2774 \pm 0.2732$
- $[\mathbf{2.0042, 2.5506}]$

(ii) Efecto Marginal de la Experiencia cuando EXPER = 4

- **Estimación:** $ME = b_3 + 2b_4(4) = 0.6821 + 8(-0.0101) = \mathbf{0.6013}$
- **Error estándar:** Se calcula usando la varianza de la combinación lineal:

$$Var(b_3 + 8b_4) = Var(b_3) + 64 \cdot Var(b_4) + 16 \cdot Cov(b_3, b_4)$$

$$Var = 0.010987185 + 64(0.000003476) + 16(-0.000189259) \approx 0.00818$$

$$SE = \sqrt{0.00818} \approx 0.0904$$

- **Intervalo:** $0.6013 \pm 1.96 \times 0.0904 = 0.6013 \pm 0.1772$
- $[\mathbf{0.4241, 0.7785}]$

(iii) Efecto Marginal de la Experiencia cuando EXPER = 25

- **Estimación:** $ME = b_3 + 2b_4(25) = 0.6821 + 50(-0.0101) = \mathbf{0.1771}$
- **Error estándar:**

$$Var(b_3 + 50b_4) = Var(b_3) + 2500 \cdot Var(b_4) + 100 \cdot Cov(b_3, b_4)$$

$$Var = 0.010987185 + 2500(0.000003476) + 100(-0.000189259) \approx 0.00075$$

$$SE = \sqrt{0.00075} \approx 0.0274$$

- **Intervalo:** $0.1771 \pm 1.96 \times 0.0274 = 0.1771 \pm 0.0537$
- $[\mathbf{0.1234, 0.2308}]$

(iv) Número de Años de Experiencia después de los cuales los Salarios Disminuyen

- **Estimación:** Usando la fórmula de la parte (c):

$$EXPER^* = -\frac{b_3}{2b_4} = -\frac{0.6821}{2(-0.0101)} = \mathbf{33.77} \text{ años}$$

- **Error estándar:** Se aproxima usando el método Delta. El cálculo es más complejo, pero el resultado es: $SE(EXPER^*) \approx 1.777$
- **Intervalo:** $33.77 \pm 1.96 \times 1.777 = 33.77 \pm 3.48$
- $[\mathbf{30.29, 37.25}]$

EJERCICIO 5.13

5.13 The file *br2.dat* contains data on 1,080 houses sold in Baton Rouge, Louisiana, during mid-2005. We will be concerned with the selling price (*PRICE*), the size of the house in square feet (*SQFT*), and the age of the house in years (*AGE*).

(a) Use all observations to estimate the following regression model and report the results

$$PRICE = \beta_1 + \beta_2 SQFT + \beta_3 AGE + e$$

(i) Interpret the coefficient estimates.

(ii) Find a 95% interval estimate for the price increase for an extra square foot of living space—that is, $\partial PRICE/\partial SQFT$.

(iii) Test the hypothesis that having a house a year older decreases price by 1000 or less ($H_0 : \beta_3 \geq -1000$) against the alternative that it decreases price by more than 1000 ($H_1 : \beta_3 < -1000$).

(b) Add the variables $SQFT^2$ and AGE^2 to the model in part (a) and re-estimate the equation. Report the results.

(i) Find estimates of the marginal effect $\partial PRICE/\partial SQFT$ for the smallest house in the sample, the largest house in the sample, and a house with 2300 *SQFT*. Comment on these values. Are they realistic?

(ii) Find estimates of the marginal effect $\partial PRICE/\partial AGE$ for the oldest house in the sample, the newest house in the sample, and a house that is 20 years old. Comment on these values. Are they realistic?

(iii) Find a 95% interval estimate for the marginal effect $\partial PRICE/\partial SQFT$ for a house with 2300 square feet.

(iv) For a house that is 20 years old, test the hypothesis

$$H_0 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} \geq -1000 \text{ against } H_1 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} < -1000$$

NOTE: For item c) I will explain what an interaction variable is.

(c) Add the interaction variable $SQFT \times AGE$ to the model in part (b) and re-estimate the equation. Report the results. Repeat parts (i), (ii), (iii), and (iv) from part (b) for this new model. Use $SQFT = 2300$ and $AGE = 20$.

(d) From your answers to parts (a), (b), and (c), comment on the sensitivity of the results to the model specification.

(a) Modelo Lineal Simple

Source	SS	df	MS			
Model	9.6110e+12	2	4.8055e+12	Number of obs	=	1,080
Residual	6.6901e+12	1,077	6.2118e+09	F(2, 1077)	=	773.61
				Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5896
				Adj R-squared	=	0.5888
Total	1.6301e+13	1,079	1.5108e+10	Root MSE	=	78815

price	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
sqft	90.9698	2.4031	37.86	0.000	86.25451	95.68509
age	-755.0414	140.8936	-5.36	0.000	-1031.498	-478.5844
_cons	-41947.7	6989.636	-6.00	0.000	-55662.54	-28232.85

La ecuación estimada es:

$$PRICE = -41947.7 + 90.97 \cdot SQFT - 755.04 \cdot AGE$$

(i) Interpretación de los coeficientes

- **SQFT ($b_2 = 90.97$):** Por cada pie cuadrado adicional de espacio habitable, se espera que el precio de la casa **aumente en $90.97**, manteniendo la edad constante.
- **AGE ($b_3 = -755.04$):** Por cada año adicional de antigüedad, se espera que el precio de la casa **disminuya en $755.04**, manteniendo el tamaño constante.

(ii) Intervalo de confianza del 95% para el aumento de precio por pie cuadrado

De la tabla de resultados de Stata, el intervalo de confianza del 95% para el coeficiente de `SQFT` es **[$86.25, $95.69]**.

(iii) Prueba de hipótesis para la edad

- **Hipótesis:** $H_0 : \beta_{AGE} \geq -1000$ contra $H_1 : \beta_{AGE} < -1000$

- **Regla de decisión:** Es una prueba de cola izquierda. Rechazaremos H_0 si el estadístico t es menor que el valor crítico. Con 1077 grados de libertad, el valor crítico para $\alpha = 0.05$ es aproximadamente **-1.646**
- **Cálculo:** El estadístico t calculado es **1.7386**

$$t = (-755.04) - (-1000)/140.8953$$

- **Conclusión:** Dado que **1.7386 > -1.646**, **no rechazamos la hipótesis nula**. No hay evidencia estadística suficiente para concluir que un año más de antigüedad disminuye el precio en más de $1000

Paso 3: Comparar y concluir

(b) Modelo Cuadrático

Source	SS	df	MS
Model	1.1984e+13	4	2.9960e+12
Residual	4.3171e+12	1,075	4.0159e+09
Total	1.6301e+13	1,079	1.5108e+10

Number of obs	=	1,080
F(4, 1075)	=	746.02
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.7352
Adj R-squared	=	0.7342
Root MSE	=	63371

price	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
sqft	-55.78417	6.389443	-8.73	0.000	-68.32136	-43.24697
age	-2797.788	305.1155	-9.17	0.000	-3396.478	-2199.099
sqft2	.0231528	.0009642	24.01	0.000	.021261	.0250447
age2	30.16033	5.071049	5.95	0.000	20.21006	40.11061
_cons	170149.7	10432.26	16.31	0.000	149679.8	190619.5

La ecuación estimada es:

$$PRICE = 170149.7 - 55.78 \cdot SQFT - 2797.79 \cdot AGE + 0.02315 \cdot SQFT^2 + 30.16 \cdot AGE^2$$

(i) Efecto marginal de SQFT

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sqft	1,080	2325.938	1008.098	662	7897

La fórmula correcta es: $\frac{\partial PRICE}{\partial SQFT} = -55.78 + 2(0.02315) \cdot SQFT = -55.78 + 0.0463 \cdot SQFT$

- **Casa más pequeña (662 pies²):** $-55.78 + 0.0463(662) = \mathbf{-25.13}$
- **Casa de 2300 pies²:** $-55.78 + 0.0463(2300) = \mathbf{50.71}$
- **Casa más grande (7897 pies²):** $-55.78 + 0.0463(7897) = \mathbf{310.45}$

Comentario: Los resultados son más realistas. Para casas muy pequeñas, el efecto marginal es negativo, lo cual es poco probable y podría indicar que el modelo no se ajusta bien en los extremos. Sin embargo, para tamaños más comunes y grandes, el efecto es positivo y creciente. Esto sugiere que el valor de un pie cuadrado adicional es mayor en casas que ya son grandes.

(ii) Efecto marginal de AGE

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
age	1,080	19.57407	17.19425	1	80

La fórmula correcta es: $\frac{\partial PRICE}{\partial AGE} = -2797.79 + 2(30.16) \cdot AGE = -2797.79 + 60.32 \cdot AGE$

- **Casa más nueva (1 año):** $-2797.79 + 60.32(1) = \mathbf{-2737.47}$
- **Casa de 20 años:** $-2797.79 + 60.32(20) = \mathbf{-1591.39}$
- **Casa más vieja (80 años):** $-2797.79 + 60.32(80) = \mathbf{2027.81}$

Comentario: El modelo sugiere que la depreciación es muy alta en los primeros años. El resultado para la casa de 80 años (un efecto marginal positivo) es poco realista; podría significar que el modelo captura un "valor de antigüedad" o que la forma cuadrática no es adecuada para todo el rango de datos.

(iii) Intervalo de confianza para el efecto marginal de SQFT (2300 pies²)

price	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
(1)	**50.71879**	**2.547211**	**19.91**	**0.000**	**45.72072**	**55.71686**

- **Estimación puntual:** Ya calculamos que el efecto marginal es **$50.71**
- **Intervalo:** El intervalo de confianza es $45.72; 55.71$

(iv) Prueba de hipótesis para el efecto marginal de AGE (20 años)

```
testnl (_b[age] + 40 * _b[age2]) = -1000

 (1)  (_b[age] + 40 * _b[age2]) = -1000

               chi2(1) =        17.96
           Prob > chi2 =         0.0000
```

- **Hipótesis:** $H_0 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} \geq -1000$ contra $H_1 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} < -1000$
- **Cálculo:** El efecto marginal estimado es **-$1591.39**. Este valor es menor que -1000
- **Prueba de Stata (`testnl`):** Stata prueba si el efecto es *igual* a -1000. El resultado $\chi^2(1) = 17.96$ (con un p-valor de 0.0000) indica que el efecto es **estadísticamente diferente** de -1000
- **Conclusión:** Dado que nuestra estimación (-1591.39) es menor que el valor de la hipótesis (-1000) y la diferencia es estadísticamente significativa, **rechazamos la hipótesis nula**. Hay evidencia para concluir que para una casa de 20 años, un año adicional de antigüedad disminuye el precio en más de $1000

(c) Modelo con Interacción

La ecuación estimada es:

Source	SS	df	MS
Model	**1.2243e+13**	**5**	**2.4486e+12**
Residual	**4.0583e+12**	**1,074**	**3.7787e+09**
Total	**1.6301e+13**	**1,079**	**1.5108e+10**

Number of obs	=	**1,080**
F(5, 1074)	=	**648.00**
Prob > F	=	**0.0000**
R-squared	=	**0.7510**
Adj R-squared	=	**0.7499**
Root MSE	=	**61471**

price	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
sqft	**-30.72888**	**6.897561**	**-4.46**	**0.000**	**-44.2631**	**-17.19465**
age	**-442.0336**	**410.6123**	**-1.08**	**0.282**	**-1247.727**	**363.6597**
sqft2	**.0221846**	**.0009425**	**23.54**	**0.000**	**.0203352**	**.024034**
age2	**26.51899**	**4.938587**	**5.37**	**0.000**	**16.82862**	**36.20937**
sqft_age	**-.9306207**	**.1124361**	**-8.28**	**0.000**	**-1.15124**	**-.7100014**
_cons	**114597.4**	**12142.85**	**9.44**	**0.000**	**90771.01**	**138423.8**

$$PRICE = \beta_1 - 30.73 \cdot SQFT - 442.03 \cdot AGE + 0.02218 \cdot SQFT^2 + 26.52 \cdot AGE^2 - 0.9306 \cdot SQFT \cdot AGE$$

(i) y (iii) Efecto marginal de SQFT y su IC (para SQFT=2300, AGE=20)

price	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
_nl_1	**52.70796**	**2.482473**	**21.23**	**0.000**	**47.84241**	**57.57352**

- **Fórmula:** $\frac{\partial PRICE}{\partial SQFT} = -30.73 + 2(0.02218) \cdot SQFT - 0.9306 \cdot AGE$
- **Cálculo:** $-30.73 + 2(0.02218)(2300) - 0.9306(20) = -30.73 + 102.03 - 18.61 = \mathbf{52.69}$
- **Conclusión:** Para una casa de 2300 pies² y 20 años de antigüedad, se espera que un pie cuadrado adicional aumente el precio en **$52.69**. Con un intervalo de confianza de $47.84; 57.57$

(ii) Efecto marginal de AGE (para SQFT=2300, AGE=20)

- **Fórmula:** $\frac{\partial PRICE}{\partial AGE} = -442.03 + 2(26.52) \cdot AGE - 0.9306 \cdot SQFT$
- **Cálculo:** $-442.03 + 2(26.52)(20) - 0.9306(2300) = -442.03 + 1060.8 - 2140.38 = \mathbf{-1521.61}$
- **Conclusión:** Para una casa de 2300 pies² y 20 años de antigüedad, se espera que un año adicional disminuya su precio en **$1521.61**

(iv) Prueba de hipótesis para el efecto marginal de AGE (SQFT=2300, AGE=20)

```
 (1)  (_b[age] + 40 * _b[age2] + 2300 * _b[sqft_age]) = -1000

             chi2(1) =       14.80
         Prob > chi2 =        0.0001
```

- **Hipótesis:** $H_0 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} \geq -1000$ contra $H_1 : \frac{\partial PRICE}{\partial AGE} < -1000$
- **Cálculo:** El efecto marginal estimado es **-$1521.61**
- **Prueba de Stata (`testnl`):** El resultado $\chi^2(1) = 14.80$ (p-valor = 0.0001) indica que el efecto es estadísticamente diferente de -1000
- **Conclusión:** Al igual que en el modelo (b), nuestra estimación es menor que -1000 y la diferencia es significativa. **Rechazamos la hipótesis nula**

(d) Comentario sobre la Sensibilidad de los Resultados

La especificación del modelo es crucial y afecta significativamente los resultados.

1. **Del Modelo (a) al (b):** Pasar del modelo lineal al cuadrático mejoró drásticamente el ajuste del modelo (el R^2 ajustado aumentó de **0.589 a 0.734**). Esto nos reveló que los efectos marginales no son constantes: el valor de un pie cuadrado adicional depende del tamaño y la depreciación por año depende de la antigüedad de la casa. El modelo lineal simple ocultaba estas importantes no linealidades.
2. **Del Modelo (b) al (c):** Añadir el término de interacción (`SQFT_AGE`) mejoró aún más el ajuste (el R^2 ajustado subió a **0.750**). El coeficiente de interacción fue altamente significativo (p-valor = 0.000), lo que nos dice que **el efecto de la edad sobre el precio depende del tamaño de la casa (y viceversa)**. Por ejemplo, en el modelo (c), la depreciación anual (efecto marginal de `AGE`) es más negativa para casas más grandes. Esta es una conclusión económica mucho más rica y plausible que las de los modelos más simples.

En resumen, los resultados son **muy sensibles** a la especificación. El modelo más completo (c) es superior porque captura mejor la complejidad de las relaciones, como lo demuestra el mejor ajuste y la significancia estadística de los términos no lineales y de interacción.

EJERCICIO 5.14

5.14 The file *br2.dat* contains data on 1,080 houses sold in Baton Rouge, Louisiana, during mid-2005. We will be concerned with the selling price (*PRICE*), the size of the house in square feet (*SQFT*), and the age of the house in years (*AGE*). Define a new variable that measures house size in terms of hundreds of square feet, $SQFT100 = SQFT/100$.

(a) Estimate the following equation and report the results:

$$\ln(PRICE) = \alpha_1 + \alpha_2 SQFT100 + \alpha_3 AGE + \alpha_4 AGE^2 + e$$

(b) Interpret the estimate for α_2.

(c) Find and interpret estimates for $\partial \ln(PRICE)/\partial AGE$ when $AGE = 5$ and $AGE = 20$.

(d) Find expressions for $\partial PRICE/\partial AGE$ and $\partial PRICE/\partial SQFT100$. (Ignore the error term.)

(e) Estimate $\partial PRICE/\partial AGE$ and $\partial PRICE/\partial SQFT100$ for a 20-year-old house with a living area of 2300 square feet.

(a) Estimación de la Ecuación

Source	SS	df	MS
Model	209.891557	3	69.9638522
Residual	86.9808097	1,076	.080837184
Total	296.872366	1,079	.275136577

Number of obs	=	1,080
F(3, 1076)	=	865.49
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.7070
Adj R-squared	=	0.7062
Root MSE	=	.28432

lnprice	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
sqft100	.0387624	.0008693	44.59	0.000	.0370566	.0404682
age	-.0175549	.0013565	-12.94	0.000	-.0202165	-.0148932
age2	.0001734	.0000227	7.65	0.000	.0001289	.0002178
_cons	11.11959	.0274129	405.63	0.000	11.0658	11.17338

Basado en la salida de Stata, la ecuación estimada es:

$$\ln(\widehat{PRICE}) = 11.120 + 0.0388 \cdot SQFT100 - 0.0176 \cdot AGE + 0.000173 \cdot AGE^2$$

El modelo tiene un R^2 **ajustado de 0.7062**, lo que significa que explica aproximadamente el 70.6% de la variación en el logaritmo del precio de las viviendas.

(b) Interpretación del Coeficiente α_2

El coeficiente estimado para `SQFT100` es $\hat{\alpha}_2 = 0.0388$. La interpretación es:

> Manteniendo la antigüedad constante, por cada **100 pies cuadrados adicionales** de tamaño, se espera que el precio de la vivienda **aumente en aproximadamente un 3.88%**.

(c) Efecto Marginal de la Antigüedad sobre $\ln(PRICE)$

```
1._at        : age          =         5

2._at        : age          =        20
```

	dy/dx	Delta-method Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
age						
_at						
1	-.0175549	.0013565	-12.94	0.000	-.0202165	-.0148932
2	-.0175549	.0013565	-12.94	0.000	-.0202165	-.0148932

El efecto marginal (o semi-elasticidad) de la antigüedad sobre el logaritmo del precio se calcula con la derivada:

$$\frac{\partial \ln(PRICE)}{\partial AGE} = \hat{\alpha}_3 + 2\hat{\alpha}_4 AGE = -0.0176 + 2(0.000173) \cdot AGE$$

Cuando AGE = 5:

- El efecto marginal es $-0.0176 + 0.000346(5) = \mathbf{-0.01587}$
- **Interpretación:** Para una casa de 5 años, un año adicional de antigüedad se asocia con una **disminución del precio del 1.59%**

Cuando AGE = 20:

- El efecto marginal es $-0.0176 + 0.000346(20) = \mathbf{-0.01068}$
- **Interpretación:** Para una casa de 20 años, un año adicional de antigüedad se asocia con una **disminución del precio del 1.07%**

Esto demuestra que, aunque las casas se deprecian con el tiempo, la **tasa porcentual de depreciación se reduce** a medida que la casa envejece.

(d) Expresiones para los Efectos Marginales sobre PRICE ($)

Para encontrar el efecto en dólares, usamos la regla de la cadena. Dado que $PRICE = \exp(\ln(PRICE))$, las expresiones son:

Efecto Marginal de AGE:

$$\frac{\partial PRICE}{\partial AGE} = PRICE \cdot (\alpha_3 + 2\alpha_4 AGE)$$

Efecto Marginal de SQFT100:

$$\frac{\partial PRICE}{\partial SQFT100} = PRICE \cdot \alpha_2$$

(e) Estimación de los Efectos Marginales para una Casa Específica

Consideramos una casa con **AGE = 20** y **SQFT = 2300** (es decir, **SQFT100 = 23**).

1. Predecir el Precio ($)

Primero, calculamos el valor predicho del logaritmo del precio:

$$\ln(\widehat{PRICE}) = 11.120 + 0.0388(23) - 0.0176(20) + 0.000173(20^2) = 11.729$$

Ahora, convertimos esto a un precio en dólares:

$$\widehat{PRICE} = \exp(11.729) \approx \mathbf{\$124,116}$$

2. Calcular los Efectos Marginales en Dólares

Usando el precio predicho y las fórmulas de la parte (d):

Efecto Marginal de AGE:

$$\frac{\partial PRICE}{\partial AGE} = \$124,116 \times (-0.01068) = \mathbf{-\$1,325.56}$$

Interpretación: Para una casa de 20 años y 2300 pies cuadrados, se espera que un año adicional de antigüedad **disminuya su precio en aproximadamente $1,326**.

Efecto Marginal de SQFT100:

$$\frac{\partial PRICE}{\partial SQFT100} = \$124,116 \times (0.0388) = \mathbf{\$4,815.70}$$

Interpretación: Para esta misma casa, un aumento de **100 pies cuadrados** en su tamaño se asocia con un **aumento en su precio de aproximadamente $4,816**.

EJERCICIO 6.14

6.4 Consider the wage equation

$$\ln(WAGE) = \beta_1 + \beta_2 EDUC + \beta_3 EDUC^2 + \beta_4 EXPER + \beta_5 EXPER^2 + \beta_6(EDUC \times EXPER) + \beta_7 HRSWK + e$$

where the explanatory variables are years of education, years of experience and hours worked per week. Estimation results for this equation, and for modified versions of it obtained by dropping some of the variables, are displayed in Table 6.4. These results are from the 1000 observations in the file *cps4c_small.dat*.

(a) Using an approximate 5% critical value of $t_c = 2$, what coefficient estimates are not significantly different from zero?

(b) What restriction on the coefficients of Eqn (A) gives Eqn (B)? Use an F-test to test this restriction. Show how the same result can be obtained using a t-test.

(c) What restrictions on the coefficients of Eqn (A) give Eqn (C)? Use an F-test to test these restrictions. What question would you be trying to answer by performing this test?

(d) What restrictions on the coefficients of Eqn (B) give Eqn (D)? Use an F-test to test these restrictions. What question would you be trying to answer by performing this test?

(e) What restrictions on the coefficients of Eqn (A) give Eqn (E)? Use an F-test to test these restrictions. What question would you be trying to answer by performing this test?

(f) Based on your answers to parts (a) to (e), which model would you prefer? Why?

Análisis de Determinantes Salariales - Ejercicio 6.4

(a) Coeficientes no significativos en la Ecuación (A)

Para determinar si un coeficiente es estadísticamente significativo, calculamos su estadístico t y lo comparamos con el valor crítico de 2 (para un nivel de significancia del 5%). La fórmula es:

$$t = \frac{\text{Coeficiente}}{\text{Error Estándar}}$$

Los cálculos para la **Ecuación (A)** son:

- **C:** $t = \frac{1.055}{0.266} \approx 3.97$ (Significativo)
- **EDUC:** $t = \frac{0.0498}{0.0397} \approx 1.25$ (**No significativo**)
- **EDUC²:** $t = \frac{0.00319}{0.00169} \approx 1.89$ (**No significativo**)
- **EXPER:** $t = \frac{0.0373}{0.0081} \approx 4.60$ (Significativo)
- **EXPER²:** $t = \frac{-0.000485}{0.000090} \approx -5.39$ (Significativo)
- **EDUC x EXPER:** $t = \frac{-0.000510}{0.000482} \approx -1.06$ (**No significativo**)
- **HRSWK:** $t = \frac{0.01145}{0.00137} \approx 8.36$ (Significativo)

Los coeficientes que **no son significativamente diferentes de cero** al nivel del 5% son los de las variables **EDUC**, **EDUC²** y la interacción **EDUC x EXPER**.

(b) Restricción de Ecuación (A) a (B)

Restricción:

Para pasar de la Ecuación (A) a la (B), se elimina el término de interacción `EDUC x EXPER`. Por lo tanto, la restricción sobre los coeficientes es:

$$H_0 : \beta_6 = 0$$

Prueba F:

Se utiliza la fórmula:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/J}{SSE_U/(N-K)}$$

Donde:

- SSE_R (modelo restringido, Ecn B) = 222.6674
- SSE_U (modelo no restringido, Ecn A) = 222.4166
- J (número de restricciones) = 1
- N (observaciones) = 1000
- K (parámetros en el modelo no restringido) = 7

$$F = \frac{(222.6674 - 222.4166)/1}{222.4166/(1000-7)} = \frac{0.2508}{0.224} \approx 1.12$$

El valor crítico de F para (1, 993) grados de libertad al 5% es aproximadamente 3.85. Como $1.12 < 3.85$, **no rechazamos la hipótesis nula**. La restricción es válida; el término de interacción no es significativo.

Prueba t:

Para una sola restricción, el resultado se puede obtener con una prueba t sobre el coeficiente en cuestión (β_6) en el modelo no restringido (A). El estadístico t para `EDUC x EXPER` es **-1.06**. Como $|-1.06| < 2$, no rechazamos la hipótesis nula. El resultado es el mismo.
Se cumple que $F = t^2 \implies 1.12 \approx (-1.06)^2$.

(c) Restricción de Ecuación (A) a (C)

Restricciones:

Para pasar de la Ecuación (A) a la (C), se eliminan los términos `EXPER²` y `EDUC x EXPER`. Las restricciones son:

$$H_0 : \beta_5 = 0, \beta_6 = 0$$

Prueba F:

- SSE_R (Ecn C) = 233.8317
- SSE_U (Ecn A) = 222.4166
- $J = 2$

$$F = \frac{(233.8317 - 222.4166)/2}{222.4166/(1000 - 7)} = \frac{11.4151/2}{0.224} = \frac{5.7075}{0.224} \approx 25.48$$

El valor crítico de F para (2, 993) grados de libertad al 5% es aproximadamente 3.00. Como $25.48 > 3.00$, **rechazamos la hipótesis nula**. Las variables son conjuntamente significativas.

Pregunta de investigación:

Esta prueba responde a la pregunta: ¿Son el efecto cuadrático de la experiencia y la interacción entre educación y experiencia **conjuntamente significativos** para determinar el salario? El resultado indica que sí lo son.

(d) Restricción de Ecuación (B) a (D)

Restricciones:

Para pasar de la Ecuación (B) a la (D), se eliminan los términos `EDUC` y `EDUC²`. Las restricciones son:

$$H_0 : \beta_2 = 0, \beta_3 = 0$$

Prueba F:

- SSE_R (Ecn D) = 280.5061
- SSE_U (Ecn B) = 222.6674
- $J = 2$
- K (parámetros en el modelo B) = 6

$$F = \frac{(280.5061 - 222.6674)/2}{222.6674/(1000 - 6)} = \frac{57.8387/2}{0.224} = \frac{28.919}{0.224} \approx 129.10$$

El valor crítico de F para (2, 994) grados de libertad al 5% es aproximadamente 3.00. Como $129.10 > 3.00$, **rechazamos la hipótesis nula**.

Pregunta de investigación:

Esta prueba responde: Asumiendo que no hay un efecto de interacción, ¿tiene la educación (tanto en su forma lineal como cuadrática) un **efecto conjunto significativo** en el salario? El resultado es un rotundo sí.

(e) Restricción de Ecuación (A) a (E)

Restricciones:

Para pasar de la Ecuación (A) a la (E), se eliminan los términos `EDUC²`, `EXPER`, `EXPER²` y `EDUC x EXPER`. Las restricciones son:

$$H_0 : \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0, \beta_6 = 0$$

Prueba F:

- SSE_R (Ecn E) = 223.6716
- SSE_U (Ecn A) = 222.4166
- $J = 4$

$$F = \frac{(223.6716 - 222.4166)/4}{222.4166/(1000 - 7)} = \frac{1.255/4}{0.224} = \frac{0.31375}{0.224} \approx 1.40$$

El valor crítico de F para (4, 993) grados de libertad al 5% es aproximadamente 2.38. Como $1.40 < 2.38$, **no rechazamos la hipótesis nula**.

Pregunta de investigación:

La prueba responde: ¿Son los términos cuadráticos y de interacción, junto con los términos de experiencia, **conjuntamente no significativos**? Sorprendentemente, la prueba sugiere que podríamos excluirlos en conjunto, aunque esto contradice la significatividad individual de las variables de experiencia.

(f) Elección del Mejor Modelo

Basándonos en los resultados anteriores, el **Modelo (B) es el preferido**. A continuación se justifica la elección:

1. **Simplificación de (A):** El Modelo (A) tiene tres coeficientes no significativos. La prueba F en el inciso (b) demostró que podemos eliminar el término de interacción (`EDUC x EXPER`) para obtener el Modelo (B), que es más simple (parsimonioso).
2. **Superioridad sobre (C) y (D):** Las pruebas F en los incisos (c) y (d) resultaron en un rechazo contundente de las hipótesis nulas. Esto significa que los modelos (C) y (D) omiten variables que son cruciales para explicar el salario.
3. **Comparación con (E):** Aunque la prueba F en (e) sugirió que el Modelo (E) podría ser una simplificación válida de (A), este resultado es engañoso. El Modelo (E) omite las variables de experiencia (`EXPER` y `EXPER²`), las cuales son altamente significativas tanto individualmente en el Modelo (A) como en el (B). La no significatividad conjunta en la prueba F probablemente se debe a la multicolinealidad. Por lo tanto, eliminar estas variables sería un error de especificación.
4. **Criterios de Información:**

   - **Modelo (A):** AIC = -1.489, SC = -1.457
   - **Modelo (B):** AIC = -1.490, SC = -1.461
   - **Modelo (E):** AIC = -1.488, SC = -1.463

   El Modelo (B) tiene el **valor AIC más bajo (mejor)**, lo que indica un mejor ajuste considerando la complejidad del modelo. Aunque el Modelo (E) tiene el SC más bajo, la evidencia de las pruebas de significancia individuales y conjuntas desaconseja su elección.

En resumen, el **Modelo (B)** es el más robusto: simplifica el modelo completo eliminando una variable no significativa, retiene las variables explicativas importantes (educación y experiencia con efectos no lineales) y está respaldado por los criterios de información.