Econometría Aplicada Modelos de Regresion Lineal Semana 1 Aplicación

Edinson Tolentino
MSc Economics
email: edinsontolentonor@pacifico.com.pe

Twitter: @edutoleraymondi

Educate Perú

7 de agosto de 2022

Contenido



Introducción

Data y Variables

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

Pregunta 5









► La consultora Marilyn Loden , quien acuñó el termino techo de cristal en ∽ac





En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:



- En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:
- esas barreras artificiales basadas en prejuicios organizacionales o de actitud que impiden que las personas calificadas asciendan en su organización a puestos de nivel gerencial.



- En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:
- esas barreras artificiales basadas en prejuicios organizacionales o de actitud que impiden que las personas calificadas asciendan en su organización a puestos de nivel gerencial.
- El concepto de techo de cristal se convirtió en el objeto de un estudio de investigación sistemático desde finales de los años ochenta.



- En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:
- esas barreras artificiales basadas en prejuicios organizacionales o de actitud que impiden que las personas calificadas asciendan en su organización a puestos de nivel gerencial.
- El concepto de techo de cristal se convirtió en el objeto de un estudio de investigación sistemático desde finales de los años ochenta.
- Los sociólogos estuvieron a la vanguardia de las primeras investigaciones y (algunos) economistas se interesaron a fines de la década de 1990.



- En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:
- esas barreras artificiales basadas en prejuicios organizacionales o de actitud que impiden que las personas calificadas asciendan en su organización a puestos de nivel gerencial.
- El concepto de techo de cristal se convirtió en el objeto de un estudio de investigación sistemático desde finales de los años ochenta.
- Los sociólogos estuvieron a la vanguardia de las primeras investigaciones y (algunos) economistas se interesaron a fines de la década de 1990.
- El enfoque original de los economistas en esta área era la promoción, no el pago.



- En 1991, la Comisión de Techos de Vidrio (glass ceiling) del Departamento de Trabajo de EE. UU. (1991-1996) definió el techo de vidrio como:
- esas barreras artificiales basadas en prejuicios organizacionales o de actitud que impiden que las personas calificadas asciendan en su organización a puestos de nivel gerencial.
- El concepto de techo de cristal se convirtió en el objeto de un estudio de investigación sistemático desde finales de los años ochenta.
- Los sociólogos estuvieron a la vanguardia de las primeras investigaciones y (algunos) economistas se interesaron a fines de la década de 1990.
- El enfoque original de los economistas en esta área era la promoción, no el pago.
- A principios de la década de 2000, las regresiones cuantílicas se utilizaban de forma rutinaria en esta investigación para centrarse en la remuneración.









 La socióloga Catherine Berheide, quien acuñó la frase piso pegajoso (sticky floor) en 1992





- La socióloga Catherine Berheide, quien acuñó la frase piso pegajoso (sticky floor) en 1992
- El piso pegajoso se refiere a los casos en los que las mujeres ocupan puestos de baja categoría, bajos salarios y de baja movilidad en el mercado laboral.





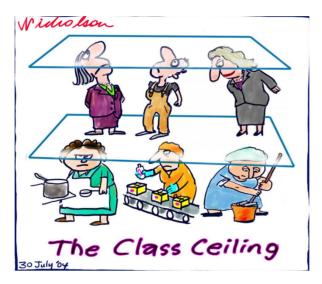
- La socióloga Catherine Berheide, quien acuñó la frase piso pegajoso (sticky floor) en 1992
- El piso pegajoso se refiere a los casos en los que las mujeres ocupan puestos de baja categoría, bajos salarios y de baja movilidad en el mercado laboral.
- Donde se dice:





- La socióloga Catherine Berheide, quien acuñó la frase piso pegajoso (sticky floor) en 1992
- El piso pegajoso se refiere a los casos en los que las mujeres ocupan puestos de baja categoría, bajos salarios y de baja movilidad en el mercado laboral.
- Donde se dice:
- · · · la mayoría de las mujeres deberían tener la suerte de tener el techo de cristal como su problema · · · .muchas están atascadas en el piso pegajoso.





Descripción de Información



La información que se utilizará es proveniente de la base de datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO). Se procesa la base de datos del modulo 300 y 500 donde se analizará los ingresos mensuales de los trabajadores.

Cuadro: Descripción de variables

| Variables | Descripción |
|--|--|
| Inr6 r6 reduca rmujer rexper rexpersq rpareja rsoltero | Logaritmo ingreso mensual (Soles) Ingreso mensual (Soles) Años de educación ==1, mujer Años de experiencia Años de experiencia cuadrado == 1, casado == 1, soltero |



Cuadro: Estadisticas descriptivas

| | Trabajadores | Promedio | Mediana | Min. | Max. | Std |
|----------|--------------|----------|----------|-------|-----------|-------|
| r6 | 26737 | 1,396.86 | 944.75 | 81.50 | 52,063.25 | 1,705 |
| reduca | 26737 | 8.87 | 11.00 | 0.00 | 18.00 | 5 |
| rmujer | 26737 | 0.29 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |
| rexper | 26737 | 33.47 | 33.00 | 2.00 | 84.00 | 15 |
| rexpersq | 26737 | 1,337.00 | 1,089.00 | 4.00 | 7,056.00 | 1,078 |
| rpareja | 26737 | 0.64 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |
| rsoltero | 26737 | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |

Fuente: INEI - 2020. Elaboracion: Autor



Cuadro: Estadisticas descriptivas

| | Trabajadores | Promedio | Mediana | Min. | Max. | Std |
|----------|--------------|----------|----------|-------|-----------|-------|
| r6 | 26737 | 1,396.86 | 944.75 | 81.50 | 52,063.25 | 1,705 |
| reduca | 26737 | 8.87 | 11.00 | 0.00 | 18.00 | 5 |
| rmujer | 26737 | 0.29 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |
| rexper | 26737 | 33.47 | 33.00 | 2.00 | 84.00 | 15 |
| rexpersq | 26737 | 1,337.00 | 1,089.00 | 4.00 | 7,056.00 | 1,078 |
| rpareja | 26737 | 0.64 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |
| rsoltero | 26737 | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0 |

Fuente: INEI - 2020. Elaboracion: Autor

- ▶ Alrededor de 29 % de los trabajadores jefes de hogares son mujeres.
- En promedio, la experiencia de los trabajadores es de 33 años y sus años de educación son de 9 años.
- El 64 % de los trabajadores tiene una condición civil de pareja (casado(a) o conviviente).



| Modelo | Interpretación de coeficientes |
|-----------------|--|
| Semielasticidad | un cambio porcenctual en <i>y</i> |
| | dado el incremento de una unidad de x (100. eta) |
| Elasticidad | un cambio porcenctual en <i>y</i> |
| | dado el incremento porcentual de una unidad de x (β) |

Cuadro: Ingresos - Dep. Var

| | (r6) | In(r6) | (r6) | In(r6) |
|---------------------|-----------|---------|------------|---------|
| reduca | 145.45*** | 0.10*** | | |
| | (1.98) | (0.00) | | |
| Inreduca | | | 858.18*** | 0.59*** |
| | | | (15.68) | (0.01) |
| Constant | 106.24*** | 5.90*** | -337.30*** | 5.61*** |
| | (19.97) | (0.01) | (34.14) | (0.02) |
| Observaciones | 26737 | 26737 | 25238 | 25238 |
| Adj. R ² | 0.168 | 0.242 | 0.106 | 0.164 |

Errores estandar en parentesis ()

Fuente: INEI - 2020. Elaboracion: Autor







► Se realizará la estimación de la ecuación de salarios de los trabajadores peruanos utilizando la información 2021 (ENAHO)



- Se realizará la estimación de la ecuación de salarios de los trabajadores peruanos utilizando la información 2021 (ENAHO)
- Para realizar el análisis se propone dos ecuaciones:

$$Inr6_i = \beta_0 + \beta_1 reduca_i + \mu_i \tag{1}$$

$$Inr6_i = \beta_0 + \beta_1 reduca_i + \beta_2 rexper_i + \beta_3 rexpersq_i \\ + \beta_4 rpareja_i + \beta_5 rsoltero_i + \phi rmujer_i + \mu_i(2)$$



- 1 Estime la regresión de la ecuación 1 y 2 usando OLS. Programación en STATA
 - Use el nivel de significancia de 0.05 para testear la presencia de heterocedasticidad.
 - ¿Qué es lo que usted concluye?



Cuadro: Log (Ingresos) -Mincer

| | (1) | (2) |
|---------------------|---------|----------|
| reduca | 0.10*** | 0.09*** |
| | (0.00) | (0.00) |
| rmujer | | -0.29*** |
| | | (0.01) |
| rexper | | 0.02*** |
| · | | (0.00) |
| rexpersq | | -0.00*** |
| | | (0.00) |
| rpareja | | 0.06*** |
| . 5 - | | (0.01) |
| rsoltero | | -0.07*** |
| | | (0.02) |
| Constant | 5.90*** | 5.87*** |
| Constant | (0.01) | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | 26737 |
| Adj. R ² | 0.242 | 0.287 |
| Region FE | 66728.5 | 65099.2 |
| | | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.

Elaboracion: Autor





Figura 1:

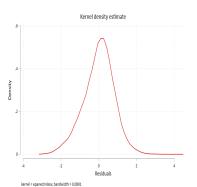
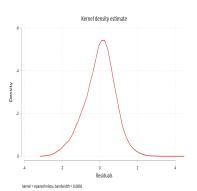




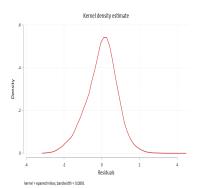
Figura 1:



 La distribución es muy puntiaguda con colas más alargadas en comparación con una distribución normal.



Figura 1:



- La distribución es muy puntiaguda con colas más alargadas en comparación con una distribución normal.
- La prueba confirma que las dos proposiciones clave que gobiernan la normalidad (es decir, simetría y mesokurtosis) son ambas decididamente rechazadas por los datos en este caso.

El modelo de regresion lineal, se estimo sus errores y se realizo un grafico de distribición (lado izquierdo) y caja (lado derecho)

Figura 1:

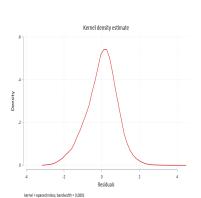
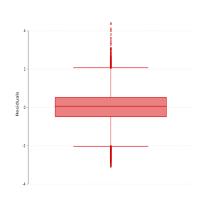


Figura 2:





- ¿Cuál es la diferencia entre los test Breusch-Pagan/Cook-Weisberg y el test de White/Koenker?
- El Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test asume que los errores de la ecuación original se distribuyen de manera normal.
- Por otro lado, el test de White/Koenker solo asume que los errores de la ecuación original son identica e independientemente distribuidos (i.i.d).
- Por lo tanto, es útil probar los residuos del modelo de regresión de la ecuación original para determinar la normalidad para decidir cuál de estas pruebas de heterocedasticidad usar.
- ▶ El comando relevante en STATA, dada la normalidad es violada, es:

hettest rmujer reduca rexper rexpersq rpareja rsoltero, iid

El test de Koenker/White heteroscedasticity requiere la estimación del siguiente modelo de regresión auxiliar :

$$\hat{\varepsilon}_{i}^{2} = \delta_{0} + \delta_{1} reduca_{i} + \delta_{2} rexper_{i} + \delta_{3} rexper_{i}^{2} + \\ + \delta_{4} rpareja_{i} + \delta_{5} rsoltero_{i} + \phi rmujer_{i} + \xi_{i}(3)$$

Hipotesis

$$H_o$$
: $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \phi = 0$ vs H_a : H_o no es verdad

▶ Bajo la hipotesisi Nula , el test de LM es definido como

$$n \times R^2 \sim \chi^2_{k-1}$$

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: reduca rmujer rexper rexpersq rpareja rsoltero

$$chi2(6)$$
 = 224.30
 $Prob > chi2$ = 0.0000

El test de Koenker/White heteroscedasticity requiere la estimación del siguiente modelo de regresión auxiliar :

$$\hat{\varepsilon}_{i}^{2} = \delta_{0} + \delta_{1} reduca_{i} + \delta_{2} rexper_{i} + \delta_{3} rexper_{i}^{2} + \delta_{4} rpareja_{i} + \delta_{5} rsoltero_{i} + \phi rmujer_{i} + \xi_{i}(3)$$

Hipotesis

$$H_o$$
: $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \phi = 0$ vs H_a : H_o no es verdad

Bajo la hipotesisi Nula , el test de LM es definido como

$$n \times R^2 \sim \chi^2_{k-1}$$

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: reduca rmujer rexper rexpersq rpareja rsoltero

$$chi2(6) = 224.30$$

 $Prob > chi2 = 0.0000$

 La hipotesis nula de homocedasticidad tendra que se analizada para el modelo de log(wage)



El test de Koenker/White heteroscedasticity requiere la estimación del siguiente modelo de regresión auxiliar :

$$\hat{\varepsilon}_{i}^{2} = \delta_{0} + \delta_{1} reduca_{i} + \delta_{2} rexper_{i} + \delta_{3} rexper_{i}^{2} + \delta_{4} rpareja_{i} + \delta_{5} rsoltero_{i} + \phi rmujer_{i} + \xi_{i}(3)$$

Hipotesis

$$H_o$$
: $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \phi = 0$ vs H_a : H_o no es verdad

Bajo la hipotesisi Nula , el test de LM es definido como

$$n \times R^2 \sim \chi^2_{k-1}$$

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: reduca rmujer rexper rexpersq rpareja rsoltero

$$chi2(6) = 224.30$$

 $Prob > chi2 = 0.0000$

 La hipotesis nula de homocedasticidad tendra que se analizada para el modelo de log(wage)





Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) |) |
|---------------------|-----------|--------|
| reduca | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) |
| rexper | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) |
| Constant | 5.87*** | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | |
| R^2 | 0.287 | |
| Adj. R ² | 0.287 | |
| R ² x n | | |
| Region FE | $\sqrt{}$ | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.

Elaboracion: Autor

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 3

Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) | | |
|---------------------|----------|--------|--|
| reduca | 0.09*** | (0.00) | |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) | |
| rexper | 0.02*** | (0.00) | |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) | |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) | |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) | |
| Constant | 5.87*** | (0.03) | |
| Observaciones | 26737 | | |
| R ² | 0.287 | | |
| Adj. R ² | 0.287 | | |
| $R^2 \times n$ | | | |
| Region FE | ./ | | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.

Elaboracion: Autor

Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 224.30



Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) |) |
|---------------------|----------|--------|
| reduca | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) |
| rexper | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) |
| Constant | 5.87*** | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | |
| R^2 | 0.287 | |
| Adj. R ² | 0.287 | |
| $R^2 \times n$ | | |
| Region FE | 1/ | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 224.30
- ▶ Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución χ_{k-1}^2 arroja el valor de 12.59 (χ_6^2)

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 3

Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) |) |
|---------------------|--------------|--------|
| reduca | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) |
| rexper | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) |
| Constant | 5.87*** | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | |
| R^2 | 0.287 | |
| Adj. R ² | 0.287 | |
| $R^2 \times n$ | | |
| Region FE | \checkmark | |

Errores estandar en parentesis ()

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 224.30
- ▶ Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución χ^2_{k-1} arroja el valor de 12.59 (χ^2_6)
- Evidenciandoque se rehaza la H_o(homocedasticidad)

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 3

Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) |) |
|---------------------|----------|--------|
| reduca | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) |
| rexper | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) |
| Constant | 5.87*** | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | |
| R^2 | 0.287 | |
| Adj. R ² | 0.287 | |
| $R^2 \times n$ | | |
| Region FE | √ | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 224.30
- ▶ Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución χ^2_{k-1} arroja el valor de 12.59 (χ^2_6)
- Evidenciandoque se rehaza la H_o(homocedasticidad)
- Concluyendo que existe presencia de heterocedasticidad



Cuadro: Ecuación de μ^2

| | (4) | | | |
|---------------------|--------------|--------|--|--|
| reduca | 0.09*** | (0.00) | | |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) | | |
| rexper | 0.02*** | (0.00) | | |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) | | |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) | | |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) | | |
| Constant | 5.87*** | (0.03) | | |
| Observaciones | 26737 | | | |
| R^2 | 0.287 | | | |
| Adj. R ² | 0.287 | | | |
| $R^2 \times n$ | | | | |
| Region FE | \checkmark | | | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021. Elaboracion: Autor

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 224.30
- ▶ Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución χ^2_{k-1} arroja el valor de 12.59 (χ^2_6)
- Evidenciandoque se rehaza la H_o(homocedasticidad)
- Concluyendo que existe presencia de heterocedasticidad
- Se necesita corregir la matriz de varianza-covarianza usando la opción robust antes del análisis



2 Usando el t-test asintótico y al nivel de significancia de 0.05 se le pide testear la proposición: el log de salario alcanza un máximo valor alrededor de los 50 años. Reporte todos los cálculos relevantes. ¿Qué es lo que usted concluye?



Cuadro: Log (Ingresos) -Mincer Robustos

| | (1 |) | (2) |) | (3) |) |
|---------------------|---------|--------|----------|--------|--------------|--------|
| reduca | 0.10*** | (0.00) | 0.10*** | (0.00) | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | | | -0.34*** | (0.01) | -0.29*** | (0.01) |
| rexper | | | | | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | | | | | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | | | | | 0.06*** | (0.01) |
| rsoltero | | | | | -0.07*** | (0.02) |
| Constant | 5.90*** | (0.01) | 6.02*** | (0.01) | 5.87*** | (0.03) |
| Observaciones | 26737 | | 26737 | | 26737 | |
| Adj. R ² | 0.242 | | 0.267 | | 0.287 | |
| Region FE | | | | | \checkmark | |

Errores estandar en parentesis () Fuente: INEI - 2021.



La derivada obtenida , esta determinada como:

$$\frac{\partial ln(w)}{\partial edad} = \hat{\beta}_2 + 2\hat{\beta}_3 edad$$

- El punto de estado estacionario es cálculado al igualar en cero la derivada obtenida y despejar el valor de la variable edad
- Para la presente aplicación, se tiene:

$$age_{estacionario} = \frac{\hat{\beta}_2}{-2\hat{\beta}_3} = \frac{0.0582714}{2x(-0.000578)} = 49.7287 = \hat{\triangle}$$

▶ Por tanto, deseamos testear la proposión planetada a través de la hipoteisis

$$H_0: \triangle = 50 \text{ vs } H_a: \triangle \neq 50$$

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 4

Usando el Metodo Delta, la varianza muestral esta dado por:

$$Var\left(\hat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{3}\right) \cdots$$

$$= \cdots + 2 \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right) \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right) Cov\left(\hat{\gamma}_{2}, \hat{\gamma}_{3}\right)$$

Recordando:

$$\hat{\triangle} = -\frac{\hat{\gamma}_2}{2\hat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:



Usando el Metodo Delta, la varianza muestral esta dado por:

$$Var\left(\hat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{3}\right) \cdots$$

$$= \cdots + 2 \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right) \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right) Cov\left(\hat{\gamma}_{2}, \hat{\gamma}_{3}\right)$$

Recordando:

$$\hat{\triangle} = -\frac{\hat{\gamma}_2}{2\hat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:

$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}_2} = -\frac{1}{2\hat{\gamma}_3}$$



EDÚCATE PERÚ

Pregunta 4

▶ Usando el Metodo Delta, la varianza muestral esta dado por:

$$Var\left(\hat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right)^{2} Var\left(\hat{\gamma}_{3}\right) \cdots$$

$$= \cdots + 2 \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{2}\right) \left(\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}}_{3}\right) Cov\left(\hat{\gamma}_{2}, \hat{\gamma}_{3}\right)$$

Recordando:

$$\hat{\triangle} = -\frac{\hat{\gamma}_2}{2\hat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:

$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}_2} = -\frac{1}{2\hat{\gamma}_3}$$
$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\gamma}_2} = -\frac{\hat{\gamma}_2}{2\hat{\gamma}_3^2}$$



▶ El valor de las derivadas encontradas son calculadas:

▶ El valor de las derivadas encontradas son calculadas:

$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\beta}_2} = -\frac{1}{2\hat{\beta}_3} = -22.5468$$



▶ El valor de las derivadas encontradas son calculadas:

$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\beta}_2} = -\frac{1}{2\hat{\beta}_3} = -22.5468$$

$$\frac{\partial \hat{\triangle}}{\partial \hat{\beta}_3} = -\frac{\hat{\beta}_2}{2\hat{\beta}_3^2} = 69051.769$$

Los elementos obtenidos a través de la robust de la matriz de varianza-covarianza son:

Los elementos obtenidos a través de la robust de la matriz de varianza-covarianza son:

► Donde:

$$Var(\hat{eta}_2)=0.0000001948$$
 $Var(\hat{eta}_3)=0.0000000003635$ $Cov(\hat{eta}_2,\hat{eta}_3)=-0.0000000002550$



 Por tanto, la varianza muestral es calculada reemplazando en el método delta:

$$\textit{Var}\left(\hat{\triangle}\right) = (-22.5468)^2 \, x 0.0000001948 + (69051.769)^2 \, x 0.00000000003635 + \cdots + (69051.769)^2 \, x + (69051.769)^2$$

$$= \cdots + 2x \left(-22.5468x69051.769 \right) \left(-0.00000000255 \right) = 0.18116328$$

Nosotros deseamos testear la hipotesis:

$$H_o: \triangle = 50 \text{ vs } H_a: \triangle \neq 50$$

▶ El test-t es expresado en el presente caso como:

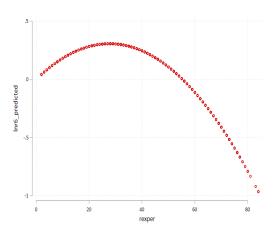
$$t = \frac{\hat{\triangle} - \triangle}{\sqrt{var(\triangle)}} = \frac{27.670369 - 50}{\sqrt{0.18116}} = -52.462195 \sim t_{\infty}$$

 \blacktriangleright Dado el valor critico de ± 1.96 , por tanto se puede rechazar la hipotesis nula :

$$\mid -52.462195 \mid > \mid -1.96 \mid \Rightarrow \mid t_{value} \mid > \mid t_{critico} \mid$$



Figura : Perfil de salarios-edad para empleados de Perú





3 Usando el nivel de significancia de 0.05 determine si las ecuaciones de regresión logaritmica salarial estimada por separada entre hombres y mujeres son estadisticas preferibles al modelo de regresion logaritmica salarial estimado en la ecuacion 1.



- Lo solución pasa por implementar el test de Chow
- Estime la regresión usando la información para una sub-muestra solo para hombres y extraiga la suma al cuadrado de residuos (sum of squared residuals)
- Estime la regresión usando la información para una sub-muestra solo para mujeres y extraiga la suma al cuadrado de residuos (sum of squared residuals)
- La suma de residuos al cuadrado (RSS, siglas en ingles) para los dos regresiones especificas de genero, puede entonces ser resumido para el retorno de no restringidos, la cual será definida como RSS^μ
- Este es entonces comparado dado la suma de residuos al cuadrado de la forma del modelo restringido (tambien conocido como pooled) , la cual se define como RSS^c



Cuadro: Ecuación (1) - Log (Ingresos)

| | Tod | os | Muj | er | Hom | bre |
|---------------------|----------|--------|-------------|--------|----------|--------|
| reduca | 0.09*** | (0.00) | 0.08*** | (0.00) | 0.09*** | (0.00) |
| rmujer | -0.29*** | (0.01) | | | | |
| rexper | 0.02*** | (0.00) | 0.03*** | (0.00) | 0.02*** | (0.00) |
| rexpersq | -0.00*** | (0.00) | -0.00*** | (0.00) | -0.00*** | (0.00) |
| rpareja | 0.06*** | (0.01) | 0.01 | (0.03) | 0.07*** | (0.02) |
| rsoltero | -0.07*** | (0.02) | -0.01 | (0.03) | -0.11*** | (0.03) |
| Constant | 5.87*** | (0.03) | 5.46*** | (0.05) | 5.91*** | (0.04) |
| Observaciones | 26737 | | 7727 19010 | | | |
| Adj. R ² | 0.287 | | 0.271 0.259 | | | |
| RSS | 17857.9 | | 5713.6 | | 12117.3 | |

Errores estandar en parentesis Fuente: INEI - 2021.





La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

▶ Donde, *DF* representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones, tenemos

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- ▶ Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones, tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 3

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones, tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^{c} = 17857.9$$

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- ▶ Donde, *DF* representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones, tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^c = 17857.9$$

Los grados de libertad para el modelo restringido esta expresado como:

$$DF^c = 26.737 - 7 = 26.730$$

| EDÚCATE PERÚ | CONSULTORES

Pregunta 3

La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones , tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^c = 17857.9$$

Los grados de libertad para el modelo restringido esta expresado como:

$$DF^c = 26.737 - 7 = 26.730$$

Los grados de libertad para el modelo no restringido esta esperesado como:



La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones, tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^c = 17857.9$$

Los grados de libertad para el modelo restringido esta expresado como:

$$DF^c = 26,737 - 7 = 26,730$$

Los grados de libertad para el modelo no restringido esta esperesado como:

$$DF^u = (19010 - 6) + (7,727 - 6) = 26,725$$



La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones , tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^c = 17857.9$$

Los grados de libertad para el modelo restringido esta expresado como:

$$DF^c = 26,737 - 7 = 26,730$$

Los grados de libertad para el modelo no restringido esta esperesado como:

$$DF^u = (19010 - 6) + (7,727 - 6) = 26,725$$

$$DF^{c} - DF^{u} = 26.730 - 26.725 = 5$$



La cantidades de RSS de cada ecuación estimada permite construir el test-F para implementar el test de Chow:

$$F = \frac{\frac{RSS^c - RSS^u}{DF^c - DF^u}}{\frac{RSS^u}{DF^u}}$$

- Donde, DF representa los grados de libertad. Por tanto, dado los resultados de las regresiones , tenemos
- Modelo restringido(Constraint)

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 12,117.3 + 5,713.6 = 17830.9$$

Modelo no restringido (No constraint)

$$RSS^c = 17857.9$$

Los grados de libertad para el modelo restringido esta expresado como:

$$DF^c = 26,737 - 7 = 26,730$$

Los grados de libertad para el modelo no restringido esta esperesado como:

$$DF^u = (19010 - 6) + (7,727 - 6) = 26,725$$

$$DF^{c} - DF^{u} = 26,730 - 26,725 = 5$$

► A que se refiere este ultimo termino encontrado 5?







Luáles son las 5 restricciones sobre este caso?

- ¿Cuáles son las 5 restricciones sobre este caso?
- $H_o: [\beta_1]^h = [\beta_1]^m$, diferencias de genero en educación
- $[\beta_2]^h = [\beta_2]^m$, diferencias de genero en experiencial (lineal)
- $[\beta_3]^h = [\beta_3]^m$, diferencias de genero en experiencia (cuadrático)
- $[\beta_4]^h = [\beta_4]^m$, diferencias de genero en pareja
- $[\beta_5]^h = [\beta_5]^m$, diferencias de genero en soltero
- $ightharpoonup H_a: H_o$ no es verdad



- ¿Cuáles son las 5 restricciones sobre este caso?
- $H_o: [\beta_1]^h = [\beta_1]^m$, diferencias de genero en educación
- $[\beta_2]^h = [\beta_2]^m$, diferencias de genero en experiencial (lineal)
- $[\beta_3]^h = [\beta_3]^m$, diferencias de genero en experiencia (cuadrático)
- $[\beta_4]^h = [\beta_4]^m$, diferencias de genero en pareja
- $[\beta_5]^h = [\beta_5]^m$, diferencias de genero en soltero
- \vdash $H_a: H_o$ no es verdad
- Nota: Estamos probando las diferencias de genero en las interseciones de otras variables, ¿Porqué?



► El valor critico para el F-stadistico al nivel de significancia de 0.05 es de : $F_{6,\infty} = 2.099$, ¿Qué concluye?

$$F = \frac{\frac{17857.9 - 17830.9}{5}}{\frac{17830.9}{26.725}} = 8.0935343 \sim F(5, 26, 737)$$

- ▶ Sin embargo, aunque parece decisivo los resultados econtrados, el test de Chow es invalido en este presente caso.
- Nosotros conocemos que existe la presencia de heterocedasticidad, ello tambien se evidencia cuando se realiza las estimaciones por separado (hombre y mujer)





► Se requiere un enfoque alternativo para probar la hipótesis de conjunta, que sea menos engorrosa.



- Se requiere un enfoque alternativo para probar la hipótesis de conjunta, que sea menos engorrosa.
- Esto podría lograrse mediante la inclusión de términos de interacción entre la variable dummy femenina y cada variable en la ecuación logarítmica del salario.



- Se requiere un enfoque alternativo para probar la hipótesis de conjunta, que sea menos engorrosa.
- Esto podría lograrse mediante la inclusión de términos de interacción entre la variable dummy femenina y cada variable en la ecuación logarítmica del salario.
- Entonces podríamos probar la hipótesis de que las estimaciones para estas interacciones son conjuntamente significativamente diferentes de cero utilizando una corrección robusta de heterocedasticidad para la matriz de varianza-covarianza.



- Se requiere un enfoque alternativo para probar la hipótesis de conjunta, que sea menos engorrosa.
- Esto podría lograrse mediante la inclusión de términos de interacción entre la variable dummy femenina y cada variable en la ecuación logarítmica del salario.
- Entonces podríamos probar la hipótesis de que las estimaciones para estas interacciones son conjuntamente significativamente diferentes de cero utilizando una corrección robusta de heterocedasticidad para la matriz de varianza-covarianza.
- Si esta hipótesis conjunta no puede rechazarse, los puntos de datos se pueden agrupar por género.

La intuición detras del test puede ser explicado a través del siguiente modelo:

$$\begin{split} \textit{Inwage}_i &= \alpha_0 + \alpha_1 \textit{educ}_i + \alpha_2 \textit{edad}_i + \alpha_3 \textit{edad}_i^2 \\ &+ \alpha_4 \textit{casado}_i + \alpha_5 \textit{soltero}_i + \pi \textit{mujer}_i + \\ &+ \gamma_1 (\textit{mujer}_i) \times (\textit{educ}_i) + \gamma_2 (\textit{mujer}_i) \times (\textit{edad}_i) + \gamma_3 (\textit{mujer}_i) \times (\textit{edad}_i^2) \end{split}$$

Hipotesis

$$H_o: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = 0$$

 $+\gamma_4(mujer_i)x(casado_i) + \gamma_5(mujer_i)x(soltero_i)$



- lacktriangle Vamos a centrarnos sobre la variable educación y su parametro γ_1
- \blacktriangleright Si mujer (variable dummy) =0 , entonces (en promedio) la tasa marginal de retorno de la educación es α_1
- Esto representa los retornos a la educación de los hombres
- > Si mujer (variable dummy) = 1 , entonces (en promedio) la tasa marginal de retorno de la educación es $\alpha_1+\gamma_1$
- > Se define, (en promedio) que la tasa marginal de retorno para mujer esta dado por $\alpha_1+\gamma_1=\alpha^*$
- El efecto de la educación sobre el logaritmo de salario es α_1 si el individuo es hombre (por ejemplo, female=0) y α^* si es mujer (por ejemplo, female=1)
- ▶ Ahora la de los parametros de interacción es $\gamma_1 = \alpha^* \alpha_1$
- Por tanto, la interaccion del parametro representa las diferencias de genero en el retorno a la educación.



Cuadro: Ecuación (1) - Log (Salarios)

| | Pooled | Mujer | Hombre | Interactivo |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| reduca | 0.0864*** (0.0012) | 0.0838*** (0.0023) | 0.0883*** (0.0014) | 0.0883*** (0.0015) |
| educa × mujer | | | | -0.0045* (0.0026) |
| Observaciones | 26737 | 7727 | 19010 | 26737 |
| Adj. R ² RSS | 0.287 17857.9 | 0.271 5713.6 | 0.259 12117.3 | 0.288 17830.9 |

Errores estandar en parentesis

Fuente: INEI - 2020. Elaboracion: Autor