Econometria Aplicada Clase 1 Modelos Lineales

Edinson Tolentino email: edinson.tolentino@gmail.com

Twitter: @edutoleraymondi

Educate Peru

6 de abril de 2024

Contenido



Introducción

Data y Variables

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta :

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4





▶ Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)



- Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)
- Mincer modelo el logaritmo de ingresos como una funcion de años de educacion y años potenciales de experiencia en el mercado laboral



- ▶ Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)
- ▶ Mincer modelo el logaritmo de ingresos como una funcion de años de educacion y años potenciales de experiencia en el mercado laboral
- ► Dado la siguiente ecuacion

$$\frac{\triangle Y_t}{h_t Y_t} = r$$



- ▶ Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)
- ▶ Mincer modelo el logaritmo de ingresos como una funcion de años de educacion y años potenciales de experiencia en el mercado laboral
- ► Dado la siguiente ecuacion

$$\frac{\triangle Y_t}{h_t Y_t} = r$$

- \triangleright Y_t representa los potenciales ingresos
- h_t representa la proporcion de periodo t utilizado para adquirir capitla humano (costo de oportunidad)



- ▶ Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)
- ► Mincer modelo el logaritmo de ingresos como una funcion de años de educacion y años potenciales de experiencia en el mercado laboral
- ► Dado la siguiente ecuacion

$$\frac{\triangle Y_t}{h_t Y_t} = r$$

- \triangleright Y_t representa los potenciales ingresos
- h_t representa la proporcion de periodo t utilizado para adquirir capitla humano (costo de oportunidad)
- ▶ Si el individuo se dedica full-time en educación

$$h_t = 1 \Rightarrow Y_s = Y_0 e^{rs}$$



- Jacob Mincer publico su libro "Schooling, Experience and Earnings" (1974)
- Mincer modelo el logaritmo de ingresos como una funcion de años de educacion y años potenciales de experiencia en el mercado laboral
- ► Dado la siguiente ecuacion

$$\frac{\triangle Y_t}{h_t Y_t} = r$$

- \triangleright Y_t representa los potenciales ingresos
- h_t representa la proporcion de periodo t utilizado para adquirir capitla humano (costo de oportunidad)
- ▶ Si el individuo se dedica full-time en educación

$$h_t = 1 \Rightarrow Y_s = Y_0 e^{rs}$$

Para años post-school, Mincer asume que h_t se reduce linealmente con la experiencia

$$h_t = h_0 - \left(\frac{h_0}{T}\right)t$$





► Entonces, para x años de post-school de experiencia laboral

$$Y_{x} = Y_{s} exp \left(r \int_{0}^{x} h_{t} \partial t \right) \quad (1)$$

$$Donde: \qquad \qquad \int_{0}^{x} h_{t} \partial t = h_{0}x - \frac{1}{2} \frac{h_{0}}{T} x^{2}$$

$$Adicionalmente: \qquad \qquad Y_{s} = Y_{0} e^{rs} \equiv X \beta e^{rs}$$

$$Retomando(1) \qquad \qquad Y_{x} = Y_{0} e^{rs} exp \left[r \left(h_{0}x - \frac{1}{2} \frac{h_{0}}{T} x^{2} \right) \right]$$

$$Entonces, \qquad \qquad \log Y_{x} = \log Y_{0} + rs + rh_{0}x - \left(\frac{rh_{0}}{2T} \right) x^{2}$$

$$\mathbf{Dado}: \qquad \qquad w_{x} = (1 - h_{x}) Y_{x}$$

$$\log w_{x} = X \beta + rs + rh_{0}x - r \left(\frac{h_{0}}{2T} \right) x^{2} + \log(1 - h_{x}) \quad (2)$$



▶ Entonces, para x años de post-school de experiencia laboral

$$\begin{aligned} Y_x &= Y_s exp\left(r\int_0^x h_t \partial t\right) & (1) \\ Donde: & \int_0^x h_t \partial t = h_0 x - \frac{1}{2}\frac{h_0}{T}x^2 \\ Adicionalmente: & Y_s &= Y_0 e^{rs} \equiv X\beta e^{rs} \\ Retomando(1) & Y_x &= Y_0 e^{rs} exp\left[r\left(h_0 x - \frac{1}{2}\frac{h_0}{T}x^2\right)\right] \\ Entonces, & \log Y_x &= \log Y_0 + rs + rh_0 x - \left(\frac{rh_0}{2T}\right)x^2 \\ \mathbf{Dado}: & w_x &= (1-h_x)Y_x \\ \log w_x &= X\beta + rs + rh_0 x - r\left(\frac{h_0}{2T}\right)x^2 + \log(1-h_x) \end{aligned}$$

Por lo tanto, la ecuacion (2) equivala a la ecuación de Mincer:

$$\log w_x = X\beta + rSch + \beta_1 Exp - \beta_2 Exp^2$$









▶ La consultora Marilyn Loden , quien acuñó el termino techo de cristal en 1978 , es también la autora del libro Liderazgo femenino o ¿cómo triunfar en los negocios sin ser uno de los chicos?.





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.





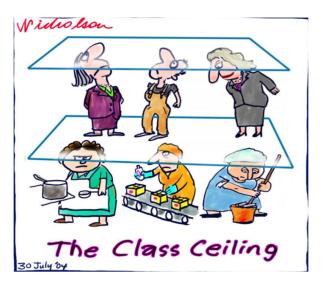
- La socióloga Catherine Berheide, quien acuñó la frase piso pegajoso (sticky floor) en 1992
- El piso pegajoso se refiere a los casos en los que las mujeres ocupan puestos de baja categoría, bajos salarios y de baja movilidad en el mercado laboral.
- Donde se dice:





- 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.





Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta :

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

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

In wage Logaritmo ingreso mensual (Soles) reduca Años de educación rmujer ==1, mujer redad Años de edad redadsq Años de edad al cuadrado rpareja ==1, con pareja rDpto Según departamentos(dummies)



Cuadro: Estadisticas descriptivas

	Personas	Promedio	Mediana	Min.	Max.	Std
r6	24774	1,443.89	996.04	0.00	52,063.25	1,745
reduca	24774	8.70	11.00	0.00	18.00	5
rmujer	24774	0.28	0.00	0.00	1.00	0
redad	24774	46.80	47.00	18.00	69.00	12
redadsq	24774	2,330.71	2,209.00	324.00	4,761.00	1,109
rpareja	24774	0.66	1.00	0.00	1.00	0

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor



Cuadro: Estadisticas descriptivas

	Personas	Promedio	Mediana	Min.	Max.	Std
r6	24774	1,443.89	996.04	0.00	52,063.25	1,745
reduca	24774	8.70	11.00	0.00	18.00	5
rmujer	24774	0.28	0.00	0.00	1.00	0
redad	24774	46.80	47.00	18.00	69.00	12
redadsq	24774	2,330.71	2,209.00	324.00	4,761.00	1,109
rpareja	24774	0.66	1.00	0.00	1.00	0

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor

- ► Alrededor de 28 % de los trabajadores son mujeres.
- En promedio, la experiencia de los trabajadores es de 47 años y sus años de educación son de 9 años.
- ► El 66 % de los trabajadores tiene una condición civil : con pareja.





► Se realizará la estimación de la ecuación de salarios de los trabajadores peruanos utilizando la información 2020 (ENAHO)



- Se realizará la estimación de la ecuación de salarios de los trabajadores peruanos utilizando la información 2020 (ENAHO)
- Para realizar el análisis se propone tres ecuaciones:

$$\ln wage_i = \alpha_0 + \alpha_1 reduca_i + \mu_i \tag{1}$$

In wage; =
$$\alpha_0 + \alpha_1 reduca_i + \pi mujer_i$$

+ $\alpha_2 redad_i + \alpha_3 redad_i^2 + \alpha_4 rpareja_i + \mu_i$ (2)

In
$$wage_i = \alpha_0 + \alpha_1 reduca_i + \pi mujer_i$$

$$+ \alpha_2 redad_i + \alpha_3 redad_i^2 + \alpha_4 rpareja_i + \sum_{i=2}^{25} \lambda_i dpto_i + \mu_i$$
 (3)

Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta 1

Pregunta :

Pregunta 3

Pregunta 4



- 1 Estime la regresión de la ecuación 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: Modelo Lineal

	(1)	(2)
reduca	0.072***	0.071***
	(0.00)	(0.00)
rmujer		-0.560***
•		(0.02)
redad		0.095***
reuau		(0.00)
		(0.00)
redadsq		-0.001***
		(0.00)
rpareja		-0.134***
. pa. cja		(0.02)
_		, ,
Constant	6.085***	4.450***
	(0.02)	(0.11)
Observations	24774	24774

Errores estandar en parentesis. Fuente: EnAHO 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.



Figura 1:

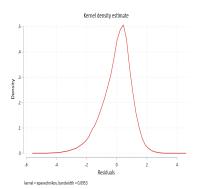
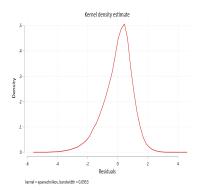


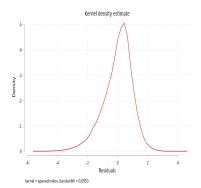
Figura 1:



► 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.



Figura 1:

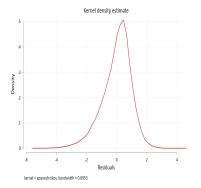
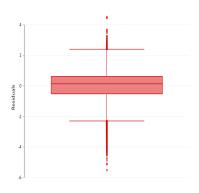


Figura 2:





- ¿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 mujer neduca exper expersq civil, iid



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

$$\varepsilon_i^2 = \delta_0 + \delta_1 reduca_i + \phi rmujer_i + \delta_2 redad_i + \delta_3 redad_i^2 + \delta_4 rpareja_i + \xi_i \quad (4)$$

Hipotesis

$$H_o$$
: $\delta_0 = \delta_1 = \phi = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$
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: neduca mujer exper expersq civil

chi2(5) = 407.51
Prob > chi2 = 0.0000



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

$$\varepsilon_i^2 = \delta_0 + \delta_1 reduca_i + \phi rmujer_i + \delta_2 redad_i + \delta_3 redad_i^2 + \delta_4 rpareja_i + \xi_i$$
 (4)

Hipotesis

$$H_o$$
: $\delta_0 = \delta_1 = \phi = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$
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: neduca mujer exper expersq civil

chi2(5) = 407.51
Prob > chi2 = 0.0000
```

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



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
	(0.10)
redad	-0.090***
redad	(0.02)
	, ,
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
Constant	(0.53)
	(0.55)
Observations	24774
_	

Errores estandar en parentesis.

Fuente: EnAHO 2021. Elaboracion: Autor ***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
	(0.10)
redad	-0.090***
	(0.02)
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
	(0.53)
Observations	24774
Euuauaa aata	

Errores estandar en parentesis.
Fuente: EnAHO 2021.
Elaboracion: Autor
***, **, * denote statistical significance at the

1%, 5% and 10% levels respectively for zero.

Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 24,774



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
	(0.10)
redad	-0.090***
	(0.02)
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
	(0.53)
Observations	24774

Errores estandar en parentesis.
Fuente: EnAHO 2021.
Elaboracion: Autor
***, **, * denote statis-

***, **, * denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 24,774
- Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución de la tabla χ^2_{k-1} arroja el valor de 11.07 (χ^2_5)



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
-	(0.10)
redad	-0.090***
	(0.02)
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
	(0.53)
Observations	24774

Errores estandar en parentesis.
Fuente: EnAHO 2021.
Elaboracion: Autor
***, **, * denote statistical significance at the

1%, 5% and 10% levels respectively for zero.

Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 24,774

- Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución de la tabla χ^2_{k-1} arroja el valor de 11.07 (χ^2_5)
- Evidenciando que se rehaza la H_o(homocedasticidad)



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
	(0.10)
redad	-0.090***
	(0.02)
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
	(0.53)
Observations	24774
Errores esta	ndar on na

Errores estandar en parentesis. Fuente: EnAHO 2021.

Elaboracion: Autor
***, **, * denote statistical significance at the
1%, 5% and 10% levels
respectively for zero.

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 24,774
- Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución de la tabla χ^2_{k-1} arroja el valor de 11.07 (χ^2_5)
- Evidenciando que se rehaza la H_o(homocedasticidad)
- Concluyendo que existe presencia de heterocedasticidad



Cuadro: Modelo Lineal

	ε ² _i
reduca	0.016**
	(0.01)
rmujer	1.260***
	(0.10)
redad	-0.090***
	(0.02)
redadsq	0.001***
	(0.00)
rpareja	1.263***
	(0.09)
Constant	1.674***
	(0.53)
Observations	24774
Errores esta	ndar en na

Errores estandar en parentesis. Fuente: EnAHO 2021.

Elaboracion: Autor
***, **, * denote statistical significance at the
1%, 5% and 10% levels
respectively for zero.

- Por tanto, $n \times R^2$ es igual a 24,774
- Dado un valor de significancia de 0.05, la distribución de la tabla χ^2_{k-1} arroja el valor de 11.07 (χ^2_5)
- Evidenciando que 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

Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta :

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4



- 2 Use el comando robust para corregir la presencia de heterocedasticidad y re-estime el modelo (2). Luego responda las siguientes preguntas
 - Use la estructura del Test de Wald, realice usando un nivel de significancia de 0.05 para testear:

$$H_o: \alpha_4 = \pi = 0$$

2. Utilizando el Test de Wald en STATA, Python (test), ¿Qué es lo que usted concluye?



► Según el modelo :

$$\log r6_i = \alpha_0 + \alpha_1 reduca_i + \pi rmujer_i + \alpha_2 redad_i + \alpha_3 redadsq_i + \alpha_4 rpareja_i + \mu_i$$

Cuadro: Modelo Lineal robusto

	In wa	ge	In wa	ge	In wa	ge
reduca rmujer	0.072***	(0.00)	0.072*** -0.476***	(0.00) (0.02)	0.071*** -0.560***	(0.00) (0.03)
redad redadsq				,	0.095*** -0.001***	(0.01) (0.00)
rpareja Constant	6.085***	(0.02)	6.218***	(0.01)	-0.134*** 4.450***	(0.02) (0.11)
Observations	24774		24774		24774	,

Errores estandar en parentesis.

Fuente: EnAHO 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the $1\,\%,\,5\,\%$ and $10\,\%$ levels respectively for zero.



La hipotesis nula es expresada como:

$$H_o: \alpha_4 = \pi = 0$$

$$H_a: H_o-no-verdad$$

La matriz de la forma del test de Wald es especificado como:

$$\textit{Wald} = \begin{bmatrix} (\widehat{\alpha}_4 - \alpha_4) & (\widehat{\pi} - \pi) \end{bmatrix} \hat{V}_{\textit{robust}}^{-1} \begin{bmatrix} (\widehat{\alpha}_4 - \alpha_4) & (\widehat{\pi} - \pi) \end{bmatrix}'$$

El test de Wald implementa las restricciones de la H_o

$$Wald = \begin{bmatrix} \widehat{\alpha}_4 & \widehat{\pi} \end{bmatrix} \widehat{V}_{robust}^{-1} \begin{bmatrix} \widehat{\alpha}_4 & \widehat{\pi} \end{bmatrix}'$$

El valor del test de Wald para una significancia conjunta de los dos coeficientes es **934.1019** dado una distribución de chi-cuadrado con **2** grados de libertad de **5.99** (ver tabla de distribucion de una χ^2)

STATA: 646.08286Python: 934.1019

Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4



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 maximo alrededor de 50 años. Reporte todos los cálculos relevantes. ¿Qué es lo que usted concluye?



Cuadro: Modelos Lineales Robustos

	(1)	(2)	(3)
reduca	0.07***	0.07***	0.07***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
rmujer		-0.48***	-0.56***
•		(0.02)	(0.03)
Observaciones	24774	24774	24774
R^2	0.0858	0.111	0.130
Controls			\checkmark

Fuente: ENAHO - 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.



La derivada obtenida , esta determinada como:

$$\frac{\partial \log(\textit{wage})}{\partial \textit{redad}} = \widehat{\beta}_2 + 2\widehat{\beta}_3 \textit{redad}$$

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

$$redad_{estacionario} = \frac{\widehat{eta}_2}{-2\widehat{eta}_3} = \frac{0.095}{2x(-0.001)} = 43 = \widehat{\triangle}$$

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

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



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

$$\begin{aligned} & \textit{Var}\left(\widehat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{3}\right) \\ & + 2\left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right) \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right) \textit{Cov}\left(\widehat{\gamma}_{2}, \widehat{\gamma}_{3}\right) \end{aligned}$$

Recordando:

$$\widehat{\triangle} = -rac{\widehat{\gamma}_2}{2\widehat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:



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

$$\begin{split} & \textit{Var}\left(\widehat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{3}\right) \\ & + 2 \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right) \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right) \textit{Cov}\left(\widehat{\gamma}_{2}, \widehat{\gamma}_{3}\right) \end{split}$$

Recordando:

$$\widehat{\triangle} = -rac{\widehat{\gamma}_2}{2\widehat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:

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



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

$$\begin{aligned} & \textit{Var}\left(\widehat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{2}\right) + \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right)^{2} \textit{Var}\left(\widehat{\gamma}_{3}\right) \\ & + 2\left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{2}}\right) \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\gamma}_{3}}\right) \textit{Cov}\left(\widehat{\gamma}_{2}, \widehat{\gamma}_{3}\right) \end{aligned}$$

Recordando:

$$\widehat{\triangle} = -rac{\widehat{\gamma}_2}{2\widehat{\gamma}_3}$$

Donde, para el presente caso:

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

$$\partial \widehat{\triangle} \qquad \widehat{\gamma}_2$$

$$\frac{\widehat{\partial \triangle}}{\widehat{\partial}\widehat{\gamma}_3} = \frac{\widehat{\gamma}_2}{2\widehat{\gamma}}$$



▶ El valor de las derivadas encontradas son calculadas:



► El valor de las derivadas encontradas son calculadas:

$$\frac{\widehat{\partial \triangle}}{\partial \widehat{\beta}_2} = -\frac{1}{2\widehat{\beta}_3} = 452.16$$



► El valor de las derivadas encontradas son calculadas:

$$\frac{\widehat{\partial \triangle}}{\widehat{\partial \widehat{\beta}_2}} = -\frac{1}{2\widehat{\beta}_3} = 452.16$$

$$\frac{\widehat{\partial \triangle}}{\widehat{\partial \widehat{\beta}_3}} = -\frac{\widehat{\beta}_2}{2\widehat{\beta}_3^2} = 39031.71$$

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

	const	numberreduca	numberrmujer	numberredad	numberredadsq	numberrpareja
const	0.013004	-2.401348e-05	-1.583186e-04	-5.641416e-04	5.928826e-06	-1.540953e-04
numberreduca	-0.000024	2.053916e-06	-2.325714e-06	1.616597e-07	-1.187166e-10	2.660956e-07
number_rmujer	-0.000158	-2.325714e-06	6.486965e-04	-9.613457e-06	1.026090e-07	3.902510e-04
number_redad	-0.000564	1.616597e-07	-9.613457e-06	2.622671e-05	-2.823949e-07	-1.115742e-05
number_redadsq	0.000006	-1.187166e-10	1.026090e-07	-2.823949e-07	3.099567e-09	1.258704e-07
number_rpareja	-0.000154	2.660956e-07	3.902510e-04	-1.115742e-05	1.258704e-07	4.884660e-04



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

	const	numberreduca	numberrmujer	numberredad	number_redadsq	numberrpareja
const	0.013004	-2.401348e-05	-1.583186e-04	-5.641416e-04	5.928826e-06	-1.540953e-04
number_reduca	-0.000024	2.053916e-06	-2.325714e-06	1.616597e-07	-1.187166e-10	2.660956e-07
number_rmujer	-0.000158	-2.325714e-06	6.486965e-04	-9.613457e-06	1.026090e-07	3.902510e-04
number_redad	-0.000564	1.616597e-07	-9.613457e-06	2.622671e-05	-2.823949e-07	-1.115742e-05
numberredadsq	0.000006	-1.187166e-10	1.026090e-07	-2.823949e-07	3.099567e-09	1.258704 e -07
number_rpareja	-0.000154	2.660956e-07	3.902510e-04	-1.115742e-05	1.258704e-07	4.884660e-04

Donde:

$$Var(\widehat{eta}_2)=2.6226714554508038e-05=0.000026226$$

$$Var(\widehat{eta}_3)=3.099567058003456e-09=0.000000003099$$

$$Cov(\widehat{eta}_2,\widehat{eta}_3)=-2.8239486279027537e-07=-0.0000002823$$



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

$$Var\left(\widehat{\triangle}\right) = (452.16)^2 \times 0.000026226 + (39031.71)^2 \times 0.000000003099 + \cdots$$

$$= \cdots + 2x (452.16 \times 39031.71) (-0.0000002823) \equiv 0.1164$$

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:

$$t = \frac{\widehat{\triangle} - \triangle}{\sqrt{\textit{var}(\triangle)}} = \frac{43 - 50}{\sqrt{0.1164}} = -20.51 \sim t_{\infty}$$

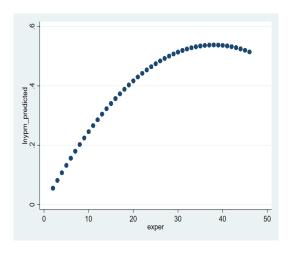
▶ Dado el valor critico de ± 1.96 , por tanto se puede rechazar la hipotesis nula :

$$\mid -20.57 \mid > \mid -1.96 \mid \Rightarrow \mid t_{value} \mid > \mid t_{critico} \mid$$

Qué concluye?



Figura : Perfil de salarios-edad para empleados de Perú



Roadmap



Introducción

Data y Variables

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4



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 (2).



- 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: Modelos Lineales Robustos

	In wage	In wage	In wage
reduca	0.07***	0.07***	0.07***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Observaciones	24774	24774	24774
R^2	0.0858	0.111	0.130
Controls			

Fuente: ENAHO - 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.





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

$$RSS^u = RSS^h + RSS^m = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$



▶ 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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

► Modelo no restringido

$$RSS^c = 39, 186.371$$



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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

► Modelo no restringido

$$RSS^c = 39, 186.371$$

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

$$DF^c = 24,774 - 6 = 24,768$$



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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

► Modelo no restringido

$$RSS^c = 39, 186.371$$

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

$$DF^c = 24,774 - 6 = 24,768$$

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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

► Modelo no restringido

$$RSS^c = 39.186.371$$

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

$$DF^c = 24,774 - 6 = 24,768$$

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

$$DF^u = (7,014-5) + (17,760-5) = 24,764$$



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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

Modelo no restringido

$$RSS^c = 39.186.371$$

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

$$DF^c = 24,774 - 6 = 24,768$$

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

$$DF^{u} = (7,014 - 5) + (17,760 - 5) = 24,764$$

$$DF^{c} - DF^{u} = 24.768 - 24.764 = 4$$



▶ 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

$$RSS^{u} = RSS^{h} + RSS^{m} = 25,565.242 + 13,372.516 = 38,937.758$$

► Modelo no restringido

$$RSS^c = 39, 186.371$$

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

$$DF^c = 24,774 - 6 = 24,768$$

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

$$DF^u = (7,014-5) + (17,760-5) = 24,764$$

$$DF^{c} - DF^{u} = 24,768 - 24,764 = 4$$

► A que se refiere este ultimo termino encontrado 4?





Luáles son las 4 restricciones sobre este caso?



- ¿Cuáles son las 4 restricciones sobre este caso?
- $ightharpoonup H_o: [eta_1]^h = [eta_1]^m$, diferencias de genero en educación
- \triangleright $[\beta_2]^h = [\beta_2]^m$, diferencias de genero en edad (lineal)
- \triangleright $[\beta_3]^h = [\beta_3]^m$, diferencias de genero en edad (cuadrático)
- \triangleright $[\beta_4]^h = [\beta_4]^m$, diferencias de genero en civil
- $ightharpoonup H_a: H_o$ no es verdad



- ¿Cuáles son las 4 restricciones sobre este caso?
- $ightharpoonup H_o: [\beta_1]^h = [\beta_1]^m$, diferencias de genero en educación
- \triangleright $[\beta_2]^h = [\beta_2]^m$, diferencias de genero en edad (lineal)
- \triangleright $[\beta_3]^h = [\beta_3]^m$, diferencias de genero en edad (cuadrático)
- \triangleright $[\beta_4]^h = [\beta_4]^m$, diferencias de genero en civil
- $ightharpoonup H_a: H_o$ 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 : $F_{5,\infty}=2.099$, ¿Qué concluye?



▶ El valor critico para el F-stadistico al nivel de significancia de 0.05 es de : $F_{5,\infty} = 2.099$, ¿Qué concluye?

$$F = \frac{\frac{39,186.371 - 38,937.758}{4}}{\frac{38,937.758}{24,764}} = 39.52 \sim F(4,38,937.758)$$



▶ El valor critico para el F-stadistico al nivel de significancia de 0.05 es de : $F_{5,\infty} = 2.099$, ¿Qué concluye?

$$F = \frac{\frac{39,186.371 - 38,937.758}{4}}{\frac{38,937.758}{24,764}} = 39.52 \sim F(4,38,937.758)$$

Sin embargo, aunque parece decisivo los resultados econtrados, el test de Chow es invalido en este presente caso.



▶ El valor critico para el F-stadistico al nivel de significancia de 0.05 es de : $F_{5,\infty}=2.099$, ¿Qué concluye?

$$F = \frac{\frac{39,186.371 - 38,937.758}{4}}{\frac{38,937.758}{24,764}} = 39.52 \sim F(4,38,937.758)$$

- 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:

$$\begin{split} \text{In wage}_i &= \alpha_0 + \alpha_1 educ_i + \pi \textit{mujer}_i + \alpha_2 \textit{redad}_i + \alpha_3 \textit{redad}_i^2 + \alpha_4 \textit{rpareja}_i \\ &= + \gamma_1(\textit{mujer}_i)x(\textit{educ}_i) + \gamma_2(\textit{mujer}_i)x(\textit{exper}_i) \\ &= + \gamma_3(\textit{mujer}_i)x(\textit{exper}_i^2) + \gamma_4(\textit{mujer}_i)x(\textit{civil}_i) \end{split}$$

Hipotesis

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



```
name: <unnamed>
      log: D:_Econometricas1/Tablas/resultados_2.log
 log type: text
opened on: 12 Aug 2021, 22:59:06
. test i1 i2 i3 i4
(1) i1 = 0
(2) i2 = 0
(3) i3 = 0
(4) i4 = 0
      F(4, 37486) = 33.71
          Prob > F = 0.0000
. log close
     name: <unnamed>
      log: D:_Econometricas1/Tablas/resultados_2.log
 log type: text
closed on: 12 Aug 2021, 22:59:06
```



▶ Dado la ecuacion con interaccion :

$$\begin{split} \text{In wage}_i &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{educ}_i + \pi \underbrace{\text{mujer}_i}_{=1} + \alpha_2 \text{redad}_i + \alpha_3 \text{redad}_i^2 + \alpha_4 \text{rpareja}_i \\ &= + \gamma_1 \underbrace{(\text{mujer}_i)}_{==1} x(\text{educ}_i) + \gamma_2 (\text{mujer}_i) x(\text{exper}_i) \\ &= + \gamma_3 (\text{mujer}_i) x(\text{exper}_i^2) + \gamma_4 (\text{mujer}_i) x(\text{civil}_i) \end{split}$$

- Si $rmujer_i == 1$, entonces la tasa marginal de retorno de la educación es α_1
- Si $\mathit{rmujer}_i == 1$, entonces la tasa marginal de retorno de la educación es $lpha_1 + \gamma_1$
- Por tanto, la tasa marginal de retorno para mujer esta dado por $\alpha_1 + \gamma_1 = \alpha^*$
- lacktriangle Entonces, los parametros de interacción seran: $\gamma_1=lpha^*-lpha_1$



Cuadro: Modelos Lineales Robustos

	Interaccion	(1)	mujer	hombre
reduca	0.07***	0.07***	0.08***	0.07***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
educa x mujer	0.01***			
	(0.00)			
Observaciones	24774	24774	7014	17760
R^2	0.136	0.130	0.132	0.104
Controls	\checkmark	\checkmark	\checkmark	

Fuente: ENAHO - 2021.

Elaboracion: Autor

*** **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.