Econometría

Diplomado Banco Central de Honduras

Instituto de Economía

Pontificia Universidad Católica de Chile

Juan Ignacio Urquiza – Junio 2022

Información cualitativa

- Hasta ahora, las variables explicativas han tenido un carácter cuantitativo: años de educación/experiencia, nivel de ventas, tamaño de la sala, etc.
- Muchas veces es necesario incluir factores cualitativos:
  - Género, raza, estado civil.
  - Región geográfica.
  - Participación sindical.
  - Tipo de industria.
- En estos casos se puede emplear una o más variables binarias (o ficticias), que toman el valor de 0 o 1 dependiendo de si la característica está presente o ausente.

Información cualitativa

- Esto no permite distinguir dos tipos de efectos:
  - Efecto aditivo (diferencias de intercepto)
  - Efecto interacción (diferencias de pendiente)

Efecto aditivo

- Considere el siguiente modelo para los salarios:

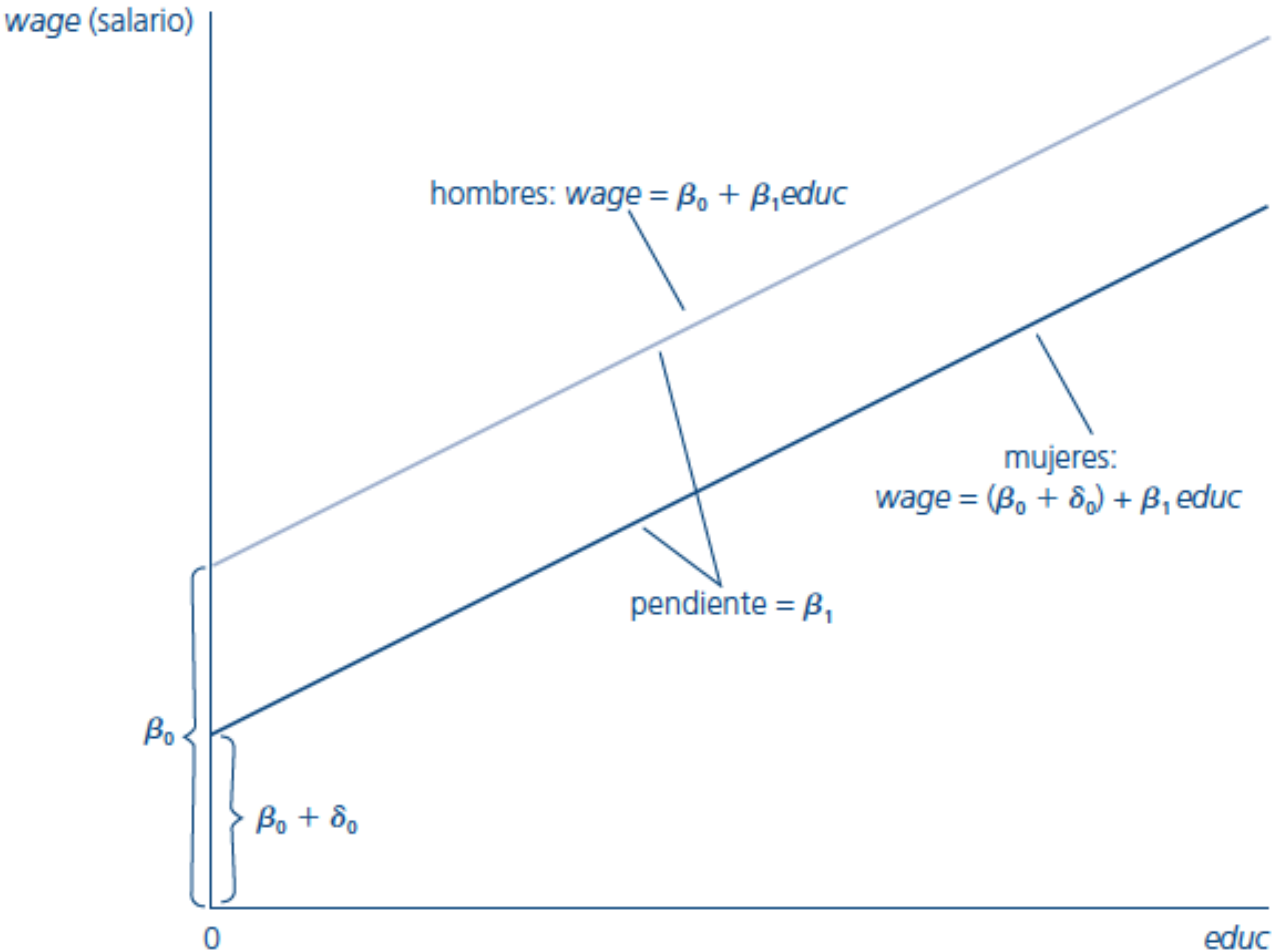
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i,$$

$$Y_i = \text{salario} \qquad X_{1i} = \text{educación}$$

$$X_{2i} = \text{mujer}_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo es mujer} \\ 0 & \text{si el individuo es hombre} \end{cases}$$

- El intercepto para los hombres es igual a β_0, mientras que para las mujeres es igual a $(\beta_0 + \beta_2)$.
- Por lo tanto, β_2 representa la diferencia esperada en los salarios de mujeres y hombres, manteniendo todo lo demás constante (en este caso, los años de educación).

Gráfica de *wage* = $\beta_0 + \delta_0$ *female* + β_1 *educ* en la que $\delta_0 < 0$.



Efecto aditivo

- Alternativamente, podríamos haber considerado la variable binaria hombre:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{3i} + \varepsilon_i$$

$$X_{3i} = \text{hombre}_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo es hombre} \\ 0 & \text{si el individuo es mujer} \end{cases}$$

- Ahora el intercepto para los hombres es igual a $(\alpha_0 + \alpha_2)$, mientras que para las mujeres es igual a α_0.

- Por lo tanto, se cumple que:

$$\boxed{\alpha_0 = \beta_0 + \beta_2} \qquad \boxed{\alpha_0 + \alpha_2 = \beta_0} \qquad \boxed{\alpha_1 = \beta_1}$$

```
. reg lwage educ mujer

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     526
-------------+------------------------------           F(  2,   523) =  112.19
       Model |  44.5315181     2  22.2657591           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  103.798233   523  .198466985           R-squared     =  0.3002
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.2975
       Total |  148.329751   525   .28253286           Root MSE      =   .4455

------------------------------------------------------------------------------
       lwage |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        educ |   .0772033   .0070472    10.96   0.000     .0633591    .0910475
       mujer |  -.3608654   .0390245    -9.25   0.000    -.4375294   -.2842015
       _cons |   .8262694   .0940541     8.79   0.000     .6414991     1.01104
------------------------------------------------------------------------------
```

```
. reg lwage educ hombre

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     526
-------------+------------------------------           F(  2,   523) =  112.19
       Model |  44.5315181     2  22.2657591           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  103.798233   523  .198466985           R-squared     =  0.3002
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.2975
       Total |  148.329751   525   .28253286           Root MSE      =   .4455

------------------------------------------------------------------------------
       lwage |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        educ |   .0772033   .0070472    10.96   0.000     .0633591    .0910475
      hombre |   .3608654   .0390245     9.25   0.000     .2842015    .4375294
       _cons |   .4654039   .0912268     5.10   0.000     .2861879    .6446199
------------------------------------------------------------------------------
```

Información cualitativa

- Esto no permite distinguir dos tipos de efectos:
  - Efecto aditivo (diferencias de intercepto)
  - Efecto interacción (diferencias de pendiente)

Efecto interacción

- Considere ahora el siguiente modelo:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{4i} + \varepsilon_i$$

$$X_{2i} = \text{mujer}_i = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo es mujer} \\ 0 & \text{si el individuo es hombre} \end{cases}$$

$$X_{4i} = X_{1i} \times X_{2i} = \begin{cases} X_{1i} & \text{si el individuo es mujer} \\ 0 & \text{si el individuo es hombre} \end{cases}$$

- Para los hombres, el intercepto es β_0 y la pendiente es β_1.
- Para las mujeres, el intercepto es $(\beta_0 + \beta_2)$ y la pendiente es $(\beta_1 + \beta_3)$. Por lo tanto, β_2 mide la diferencia en intercepto entre mujeres y hombres, mientras que β_3 mide la diferencia en pendiente.

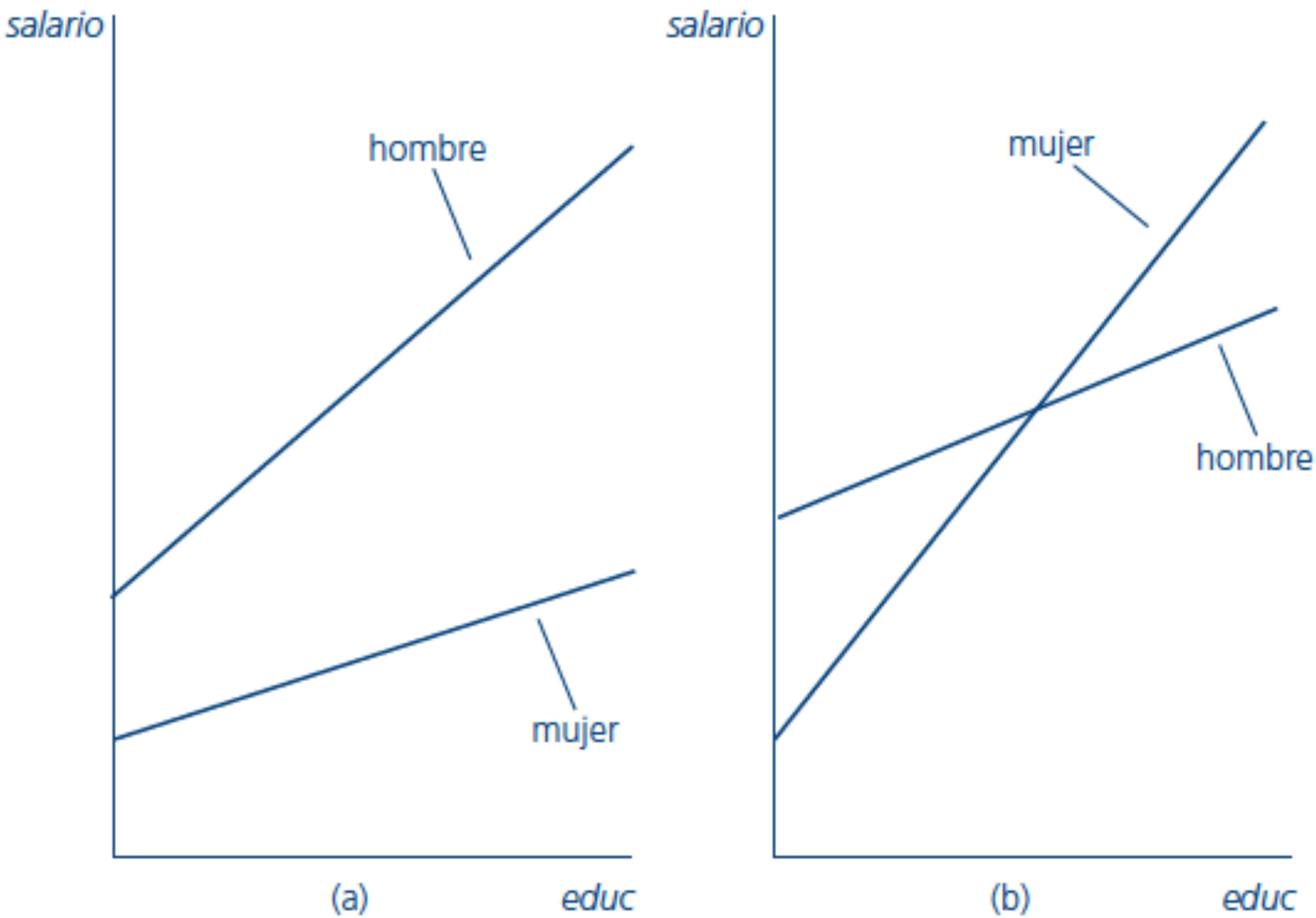
```
. gen educXmujer=educ*mujer
```

File Edit View Data Tools

educ[1] 11

	educ	mujer	lwage	hombre	educXmujer
1	11	1	1.131402	0	11
2	12	1	1.175573	0	12
3	11	0	1.098612	1	0
4	8	0	1.791759	1	0
5	12	0	1.667707	1	0
6	16	0	2.169054	1	0
7	18	0	2.420368	1	0
8	12	1	1.609438	0	12
9	12	1	1.280934	0	12
10	17	0	2.900322	1	0
11	16	1	1.832582	0	16
12	13	1	2.095561	0	13
13	12	0	2.171337	1	0
14	12	0	1.704748	1	0
15	12	0	3.100092	1	0
16	16	0	2.852439	1	0
17	12	1	2.014903	0	12
18	13	1	2.36368	0	13
19	12	1	1.280934	0	12

Gráficas de la ecuación (7.16): (a) $\delta_0 < 0$, $\delta_1 < 0$; (b) $\delta_0 < 0$, $\delta_1 > 0$.



Efecto interacción

- ¿Cómo contrastar que el intercepto es el mismo para hombres y mujeres?

$$H_0 : \beta_2 = 0$$

- ¿Cómo contrastar que la pendiente es la misma?

$$H_0 : \beta_3 = 0$$

- ¿Cómo contrastar que el modelo de determinación de salarios es el mismo?

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

```
. reg lwage educ mujer educXmujer

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     526
-------------+------------------------------           F(  3,   522) =   74.65
       Model |  44.531522     3  14.8438407           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  103.798229   522  .198847183           R-squared     =  0.3002
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.2962
       Total |  148.329751   525   .28253286           Root MSE      =  .44592

------------------------------------------------------------------------------
       lwage |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        educ |   .0772279   .0089875     8.59   0.000     .0595718    .0948841
       mujer |  -.3600645   .1854296    -1.94   0.053    -.7243444    .0042154
  educXmujer |  -.0000641   .0145035    -0.00   0.996    -.0285565    .0284283
       _cons |   .8259547   .1180502     7.00   0.000     .5940427    1.057867
------------------------------------------------------------------------------
```

```
. test mujer

 ( 1)  mujer = 0

       F(  1,   522) =    3.77
            Prob > F =    0.0527
```

```
. test educXmujer

 ( 1)  educXmujer = 0

       F(  1,   522) =    0.00
            Prob > F =    0.9965
```

```
. test mujer educXmujer

 ( 1)  mujer = 0
 ( 2)  educXmujer = 0

       F(  2,   522) =   42.67
            Prob > F =    0.0000
```

Categorías múltiples

- ¿Cómo se procede cuando la variable cualitativa tiene $q > 2$ categorías?
- Por ejemplo, piense en 3 sectores productivos como pueden ser agricultura, manufacturas y servicios.
- Se deben crear $(q-1)$ v. binarias, donde c/u tome el valor de 1 para una cierta categoría y sea 0 en caso contrario.
- La categoría cuya variable binaria no es incluida en el modelo corresponde a la categoría base, y la interpretación de los coeficientes de las categorías restantes se hace en relación a los de la categoría base.

Categorías múltiples

- También se puede considerar una interacción entre v. binarias:

$$\ln(\widehat{salario}) = 0.321 - 0.110 \times mujer + 0.213 \times casado \\ - 0.301 \times (mujer \times casado) + 0.079 \times educ + \cdots$$

- El efecto parcial del estado civil depende del género:

$$\frac{\Delta \ln(\widehat{salario})}{\Delta casado} = 0.213 - 0.301 \times mujer$$

- Para hombres, su valor es 21.3% mientras que para mujeres es – 8.8%.
- Para analizar diferencias entre cualquier par de grupos (por ejemplo, entre hombre casados y mujeres solteras), sólo hay que tener en cuenta qué coeficientes debemos comparar.