Trabajo Práctico Nº 4: Modelos Lineales en Paneles Desbalanceados.

Ejercicio 1.

Utilizar la base de datos "keane.dta", la cual contiene el historial de empleo y escolaridad de una muestra de hombres para los años 1981 a 1987. Luego, considerar la siguiente ecuación de salarios:

$$ln (wage_{it}) = \beta_0 + \beta_1 exper_{it} + \beta_2 educ_{it} + c_i + u_{it}, t = 1, 2, ..., T,$$
 (1)

donde ln ($wage_{it}$) es el logaritmo del salario por hora, $exper_{it}$ son los años de experiencia en el mercado laboral y educ $_{it}$ son los años de escolaridad. Responder las siguientes preguntas:

(a) Estimar la ecuación usando efectos fijos. ¿Cuál es el sesgo potencial en este contexto?

FE:

| Fixed-effects Group variable | | obs = groups = | • | | | | |
|--|-------------------------------------|----------------|------------------|-------------------------------------|------------|-----------|--|
| R-squared: Within = 0.2373 Between = 0.1857 Overall = 0.1767 | | | | Obs per group: min = avg = max = | | | |
| corr(u_i, Xb) | | = = | 669.73 0.0000 | | | | |
| lwage | Coefficient | Std. err. | t | P> t | [95% conf. | interval] | |
| educ | .0964067 .1697764 7.270616 | .0243797 | 6.96 | 0.000 | .1219795 | .2175732 | |
| sigma_e | .45083563 .31573611 .67092951 | (fraction o | of varian | ce due to | u_i) | | |
| F test that al | Prob > F = 0.0000 | | | | | | |

En este contexto de efectos fijos, la selección muestral por truncamiento incidental es un problema si la selección está relacionada con los errores idiosincráticos de la ecuación de interés. Por lo tanto, si se piensa que, efectivamente, lo anterior se cumple y que se están observando los salarios "más altos" (los mejores salarios que se ofrecieron), entonces, el truncamiento tendría como consecuencia una sobreestimación de los retornos a la educación.

(b) Implementar el contraste de sesgo de selección propuesto por Wooldridge (1995) bajo el enfoque de Mundlak (1978).

Se rechaza la hipótesis nula, por lo que existe evidencia suficiente de que hay sesgo de selección.

(c) Implementar el contraste de sesgo de selección propuesto por Wooldridge (1995) bajo el enfoque de Chamberlain (1980).

Se rechaza la hipótesis nula, por lo que existe evidencia suficiente de que hay sesgo de selección.

Ejercicio 2.

Considerando, nuevamente, la ecuación de salarios del ejercicio previo, realizar los siguientes procedimientos:

(a) Estimar el modelo por Wooldridge (1995) bajo el enfoque de Chamberlain (1980).

POLS (Chamberlain):

| Source | SS | df | MS | Number o | | = | 5,837 111.85 | |
|---------------------|---|---|--|---|--|-----|---|--|
| Model Residual | | | 3.8583572 213301737 | F(15, 5821) Prob > F R-squared | | = = | 0.0000 0.2237 0.2217 | |
| Total | 1599.50477 | 5,836 .2 | 274075526 | Adj R-squared Root MSE | | = | .46185 | |
| | lwage | Coefficient | Std. err. | t | P> t | | [95% conf. | interval] |
| | exper educ exper81 educ81 exper82 educ82 exper83 educ83 | .101945 .1106423 .0986618 0102639 2174353 0704014 | .0130844 .0187839 .0330149 .0204867 .0284707 .0366788 .0284495 .0363551 | 4.33 5.43 3.35 4.82 -0.36 -5.93 -2.47 2.35 | 0.000 0.000 0.001 0.000 0.718 0.000 0.013 0.019 | | .0310064 .0651215 .0459208 .0585003 0660771 2893393 1261731 .0143341 | .0823071 .1387684 .1753637 .1388233 .0455492 1455313 0146298 .1568731 |
| year#c.lambda_ | 81 82 83 84 85 86 87 | 2683315 3211014 3500805 3390861 3585597 3195615 3590845 | .0873923 .0890068 .0833289 .0853207 .0887959 .09277 .0978012 | -3.07 -3.61 -4.20 -3.97 -4.04 -3.44 -3.67 | 0.002 0.000 0.000 0.000 0.000 0.001 0.000 | | 4396528 4955878 5134361 5063464 5326328 5014252 5508112 | 0970101 1466151 1867249 1718258 1844867 1376977 1673579 |
| | _cons | 8.87783 | .1514153 | 58.63 | 0.000 | | 8.580999 | 9.17466 |

(b) Estimar el modelo por Wooldridge (1995) bajo el enfoque de Mundlak (1978).

POLS (Mundlak):

| Source | S | S c | df MS | | umber of ob | | 5,837 150.64 | |
|---------------------|---|---|--|---------------------------------|---|---|--------------------------------------|---|
| Model Residual | | | 11 32.203 25 .213779 | 327 P: 943 R: | F(11, 5825) Prob > F R-squared | | 0.0000 0.2215 0.2200 |) 5 |
| Total | 1599.50 | 0477 5,83 | 36 .274075 | | Adj R-squared Root MSE | | .46236 | |
| | lwage | Coefficient | Std. err | • | t P> t | [95% | conf. | interval] |
| | exper educ an_exper ean_educ | .0881093 0275146 | .007649 .0296264 .0156551 .0291599 | 2. | 97 0.003 76 0.079 | .0300 | 3517)305 2044)398 | .146188 |
| year#c.lambda_ | mundlak 81 82 83 84 85 86 87 | 2756566 3239156 3637717 3154769 3101603 2515261 2525642 | .0778676 .0765798 .0737034 .0727725 .073666 .074834 | -3. -4. -4. -4. -3. | 0.000 94 0.000 34 0.000 21 0.000 36 0.001 | 4283 4740 5082 4581 454 3982 4036 | 0404 2579 1381 1573 2286 | 1230073 1737908 2192856 1728158 1657477 1048236 1015207 |
| | _cons | 8.781247 | .1284501 | 68. | 36 0.000 | 8.529 | 9437 | 9.033056 |

(c) Comentar sobre los errores estándar de las estimaciones anteriores.

La varianza asintótica de los estimadores de la segunda etapa necesita ser corregida por heterocedasticidad y correlación serial arbitraria, así como, además, por la estimación de la primera etapa.

(d) Estimar los errores estándar vía bootstrapping.

Stata.

(e) Estimar los errores estándar analíticos (varianza asintótica).

Stata.