EXAMEN FINAL ORDINARIO

Econometría

Universidad Carlos III de Madrid

26/05/21

Escriba su nombre y grupo en cada hoja. Conteste todas las preguntas en 2 horas

1. (40%) Sean $\{Y_i, X_{1i}, X_{2i}\}_{i=1}^n$ observaciones independientes e idénticamente distribuidas como las variables (Y, X_1, X_2) de una población, las cuales mantienen una relación causal de acuerdo con el modelo

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u, \tag{1}$$

donde u es un error con media cero, varianza σ^2, e independiente de (X_1, X_2), y β_1 y β_2 son parámetros desconocidos.

a. (1/5) Demuestre que, si $\mathbb{E}(X_1X_2) = 0$ y $\mathbb{E}(X_1^2) > 0$,

$$\beta_1 = \frac{\mathbb{E}(X_1Y)}{\mathbb{E}(X_1^2)}.$$

SOLUCIÓN:

$$\begin{aligned}
\frac{\mathbb{E}(X_1Y)}{\mathbb{E}(X_1^2)} &= \frac{\mathbb{E}(X_1(X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u))}{\mathbb{E}(X_1^2)} \\
&= \frac{\beta_1\mathbb{E}(X_1^2) + \beta_2\mathbb{E}(X_1X_2) + \mathbb{E}(X_1u)}{\mathbb{E}(X_1^2)} \\
&= \beta_1 \text{ porque } \mathbb{E}(X_1X_2) = \mathbb{E}(X_1u) = 0.
\end{aligned}$$

b. (2/5) Derive una expresión para el estimador de mínimos cuadrados ordinarios de β_1 en el modelo (1) como el coeficiente de MCO de una regresión simple donde la variable explicativa es el residuo de un ajuste MCO, sin constante, de X_1 sobre X_2.

SOLUCIÓN: Problema de la hoja 5 apartado (d) resuelto en clase. El estimador de MCO de los coeficientes es

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{pmatrix} = \arg\min_{b_1,b_2} \sum_{i=1}^n (Y_1 - b_0 - b_1X_{1i} - b_2X_{2i}).$$

Las CPO de MCO

$$\begin{aligned} -2\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - X_{1i}\hat{\beta}_1 - X_{2i}\hat{\beta}_2\right)X_{1i} &= 0 \\ -2\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i - X_{1i}\hat{\beta}_1 - X_{2i}\hat{\beta}_2\right)X_{2i} &= 0, \end{aligned}$$

y resolviendo en términos de $\hat{\beta}_1$, se obtiene

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{1i}Y_i\right)\left(\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2\right) - \left(\sum_{i=1}^{n} X_{2i}Y_i\right)\left(\sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i}\right)}{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{1i}^2\right)\left(\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2\right) - \left(\sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i}\right)^2} \\ &= \frac{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2\right)\sum_{i=1}^{n} Y_i\left(X_{1i} - X_{2i}\frac{\sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i}}{\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2}\right)}{\left(\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2\right)\sum_{i=1}^{n} X_{1i}\left(X_{1i} - X_{2i}\frac{\sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i}}{\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2}\right)} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i\left(X_{1i} - X_{2i}\hat{\delta}\right)}{\sum_{i=1}^{n} X_{1i}\left(X_{1i} - X_{2i}\hat{\delta}\right)} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i\hat{e}_{1i}}{\sum_{i=1}^{n} X_{1i}\hat{e}_{1i}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i\hat{e}_{1i}}{\sum_{i=1}^{n} \hat{e}_{1i}^2}. \end{aligned}$$

donde

$$\hat{e}_{1i} = Y_1 - X_{1i}\hat{\delta} \text{ y } \hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{1i}X_{2i}}{\sum_{i=1}^{n} X_{2i}^2},$$

son los residuos MCO y el correspondiente estimador de la pendiente en el modelo

$$X_{1i} = \delta X_{2i} + e_{1i}.$$

cuenta de que

$$\sum_{i=1}^{n} X_{1i}\hat{e}_{1i} = \sum_{i=1}^{n}\left(\hat{\delta}X_{2i} + \hat{e}_{1i}\right)\hat{e}_{1i} = \sum_{i=1}^{n}\hat{e}_{1i}^2$$

porque $\sum_{i=1}^{n} X_{2i}\hat{e}_{1i} = 0$ from the FOC of this regression. Por tanto, $\hat{\beta}_1$ es el estimador MCO de la pendiente en el modelo

$$Y_i = \beta_1\hat{e}_{1i} + error.$$

c. (2/5) Suponga que X_2 no es observable y que está correlacionada con X_1. Debemos estimar β_1 en el modelo

$$Y_i = \beta_0 + X_{1i}\beta_1 + v_i,\ i = 1, ..., n \tag{2}$$

donde $\beta_0 = \mu_{X_2}\beta_2$ y $v_i = \left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)\beta_2 + u_i$ ($\mu_{X_2} = \mathbb{E}(X_2)$). Suponga que contamos con un instrumento Z que cumple las propiedades de exogeneidad y relevancia.

i. (1/3 de 1.c) Demuestre que X_1 es una variable endógena en el modelo (2).

SOLUCIÓN:

$$
\begin{aligned}
Cov(X_{1i}, v_i) &= Cov\left(X_{1i}, \left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)\beta_2 + u_i\right) \\
&= \beta_2 Cov\left(X_{1i}, \left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)\right) + Cov(X_{1i}, u_i) \\
&= \beta_2 Cov(X_{1i}, X_{2i}) \\
&\neq 0
\end{aligned}
$$

Nota: $Cov\left(X_{1i}, \left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)\right) = \mathbb{E}\left(X_{1i}\left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)\right) - \mathbb{E}(X_{1i})\,\mathbb{E}\left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right)$ y $\mathbb{E}\left(X_{2i} - \mu_{X_2}\right) = 0$.

ii. (2/3 de 1.c) Exprese los coeficientes y el error de la forma estructural (2), β_0, β_1 y v, en términos de los coeficientes y errores en las ecuaciones de las formas reducidas de Y y X_1.

SOLUCIÓN: Formas reducidas:

$$
\begin{aligned}
X_{1i} &= \pi_0 + \pi_1 Z_i + e_i \\
Y_i &= \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + w_i
\end{aligned}
$$

Ahora

$$Z_i = -\frac{\pi_0}{\pi_1} + \frac{1}{\pi_1}X_{1i} - \frac{1}{\pi_1}e_i,$$

sustituyendo en la forma reducida de Y,

$$Y_i = \left(\gamma_0 - \gamma_1\frac{\pi_0}{\pi_1}\right) + \frac{\gamma_1}{\pi_1}X_{1i} + \left(w_i - \frac{\gamma_1}{\pi_1}e_i\right).$$

Por tanto: $\beta_0 = \gamma_0 - \gamma_1\pi_0/\pi_1$, $\beta_1 = \gamma_1/\pi_1$, y $u_i = w_i - e_i\gamma_1/\pi_1$.

2. (30%) El ratio de defectuosos ("scrap rate") es el número de unidades defectuosas (productos que deben ser desechados) de cada 100 unidades producidas. Estamos interesados en utilizar el ratio de defectuosos para medir el efecto de la formación de los trabajadores sobre la productividad.

Para una muestra aleatoria de empresas se obtiene el siguiente ajuste por MCO,

$$\begin{aligned} \ln\widehat{(scrap_i)} &= \underset{(4.57)}{11.74} - \underset{(0.019)}{0.042} hrsemp_i - \underset{(0.370)}{0.951} \ln(sales_i) + \underset{(0.360)}{0.992} \ln(employ_i), \\ n &= 43,\ SCR = 65.91 \end{aligned} \tag{3}$$

donde $hrsemp$ son las horas anuales de formación para cada trabajador, $sales$ son las ventas anuales (en dólares) y $employ$ es el número de empleados en la empresa. Además, se reporta que $\widehat{Cov}\left(\hat{\beta}_{\ln(sales)}, \hat{\beta}_{\ln(employ)}\right) = -0.11$. Los errores estándar y la covarianza estimada de los coeficientes son robustos a heterocedasticidad.

a. (2/5) Se modifica la anterior especificación y se reporta el ajuste MCO,

$$\begin{aligned} \ln\widehat{(scrap_i)} &= \underset{(4.57)}{11.74} - \underset{(0.019)}{0.042} hrsemp_i - \underset{(0.370)}{0.951} \ln\left(\frac{sales_i}{employ_i}\right) + \underset{(??)}{0.041} \ln(employ_i), \\ n &= 43,\ SCR = 65.91 \end{aligned} \tag{4}$$

Demuestre que existe una relación uno-a-uno entre los coeficientes en (3) y (4) (1/2 de 2.a). Utilizando esta relación, obtenga el error estándar del coeficiente de $\ln(employ)$ no reportado en (4) (1/2 de 2.a).

SOLUCIÓN: Tenemos

$$\ln\widehat{(scrap_i)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 hrsemp_i + \hat{\beta}_2 \ln(sales_i) + \hat{\beta}_3 \ln(employ_i)$$

y definiendo $\hat{\theta} = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3$, se puede reescribir el modelo como:

$$\ln\widehat{(scrap_i)} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 hrsemp_i + \hat{\beta}_2 \ln\left(\frac{sales_i}{employ_i}\right) + \hat{\theta} \ln(employ_i).$$

Para calcular el error estándar:

$$\begin{aligned} EE\left(\hat{\theta}\right) &= \sqrt{\widehat{Var}\left(\hat{\beta}_2\right) + \widehat{Var}\left(\hat{\beta}_3\right) + 2\widehat{Cov}\left(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3\right)} \\ &= \sqrt{0.370^2 + 0.360^2 + 2 \cdot (-0.11)} \\ &= 0.21564 \end{aligned}$$

b. (1/5) ¿Cómo variarán los coeficientes estimados si las ventas ($sales$) se reportan en miles de dólares en vez de en dólares? Calcule el valor numérico de la variación para cada uno de los cuatro parámetros estimados.

SOLUCIÓN: La respuesta es la misma tanto si analizamos el modelo (3) como el (4). Al cambiar las unidades de medida *sales* pasa a ser en el modelo $sales_i^* = sales/1000$ y el tendríamos:

$$
\begin{aligned}
\ln\widehat{(scrap_i)} &= \hat\beta_0 + \hat\beta_1 hrsemp_i + \hat\beta_2 \ln\left(\frac{sales_i}{employ_i}\right) + \hat\theta \ln(employ_i) \\
&= \hat\beta_0 + \hat\beta_1 hrsemp_i + \hat\beta_2 \ln\left(\frac{1000\cdot sales_i^*}{employ_i}\right) + \hat\theta \ln(employ_i) \\
&= \left(\hat\beta_0 + \ln(1000)\,\hat\beta_2\right) + \hat\beta_1 hrsemp_i + \hat\beta_2 \ln\left(\frac{sales_i^*}{employ_i}\right) \\
&\quad + \hat\theta \ln(employ_i)
\end{aligned}
$$

El único coeficiente que cambia es la constante, pasando a ser

$$\left(\hat\beta_0 + \ln(1000)\cdot\hat\beta_2\right) = (11.74 + \ln(1000)\cdot(-0.951)) = 5.170\,7.$$

c. (2/5) Controlando por la formación de los trabajadores ($hrsemp$) y por el ratio de ventas por empleado ($sales/employ$), ¿tienen las empresas más grandes (con más trabajadores) un ratio de defectuosos mayor? Establezca las hipótesis nula y alternativa, la regla de decisión, y realice el contraste (3/4 de 2.c). ¿Cómo contrastaría que el efecto de las ventas ($sales$) y el tamaño de la empresa ($employ$) sobre ln($scrap$) son idénticos, pero con signo contrario? (1/4 de 2.c) Valores críticos de la normal estándar Z: $Z_{0.005} = 2.58$, $Z_{0.01} = 2.33$, $Z_{0.025} = 1.96$, $Z_{0.05} = 1.64$, $Z_{0.1} = 1.28$, donde $\mathbb{P}(Z > Z_\alpha) = \alpha$.

SOLUCIÓN: La hipótesis a contrastar es

$$H_0 : \theta = 0 \text{ vs } H_1 : \theta > 0$$

donde $\theta = \beta_2 + \beta_3$. Utilizamos el estadístco de la t,

$$t = \frac{\hat\theta}{EE\left(\hat\theta\right)} = \frac{0.041}{0.21564} = 0.190\,13.$$

No rechazamos H_0 a ningún nivel de significación razonable con una alternativa unilateral o bilateral. La hipótesis nula sería la misma para contrastar que el efecto de las ventas ($sales$) y el tamaño de la empresa ($employ$) sobre ln($scrap$) son idénticos, pero con signo contrario, pero la alternativa sería bilateral. No la podríamos rechazar tampoco en este caso.

3. (30%) Considere la estimación de la oferta de trabajo de mujeres casadas. La demanda de trabajo expresa el salario ofrecido en términos de las horas demandadas. Una vez que imponemos la condición de equilibrio, las dos ecuaciones estructurales a estimar son

$$\begin{aligned} hours &= \beta_{10} + \beta_{11} \ln(wage) + \beta_{12} educ + \beta_{13} age + \beta_{14} kidslt6 \\ &\quad + \beta_{15} nwifeinc + \beta_{16} (kidslt6 \times nwifeinc) + u_1 \end{aligned} \tag{5}$$

y

$$\ln(wage) = \beta_{20} + \beta_{21} hours + \beta_{22} exper + \beta_{23} exper^2 + u_2, \tag{6}$$

donde age es la edad de la mujer, $educ$ sus años de educación, $kidslt6$ el número de hijos menores de 6 años, $nwifeinc$ son los ingresos del hogar excluyendo el salario de la mujer en miles de dólares (que incluye los ingresos del marido), y $exper$ son los años de experiencia laboral. Sabemos que todas las variables de control ($educ$, age, $kidslt6$, $nwifeinc$ y $exper$) son independientes de los dos términos de error (u_1 y u_2), los cuales tienen media cero y son independientes entre sí. Utilice las salidas de GRETL que se encuentran al final del examen para contestar a las preguntas. Valores críticos de la χ^2_q/q al 5% $q = 1, .., 5$: $\chi^2_{1,0.05} = 3.84$, $\chi^2_{2,0.05}/2 = 3.00$, $\chi^2_{3,0.05}/3 = 2.60$, $\chi^2_{4,0.05}/4 = 2.37$, $\chi^2_{5,0.05}/5 = 2.21$.

a. (2/5) ¿Qué variables instrumentales están disponibles para estimar los parámetros de la ecuación (5) (oferta de horas) por $MC2E$? Explique con todo detalle cómo contrastaría que estas variables instrumentales son relevantes: i) ¿cuál es el estadístico del contraste? ii) ¿cómo se computaría el mismo? y iii) ¿cuál es la regla de decisión? (1/2 de 3.a). Realice el contraste. (1/2 de 3.a).

SOLUCIÓN: Las variables instrumentales disponibles son $exper$ y $exper^2$, las cuales se ha supuesto que son exógenas. Para que sean relevantes se debe cumplir que: $\pi_6 \neq 0$ y/ó $\pi_7 \neq 0$ en la ecuación de forma reducida

$$\begin{aligned} \ln(wage) &= \pi_0 + \pi_1 age + \pi_2 educ + \pi_3 kidslt6 + \pi_4 nwifeinc \\ &\quad + \pi_5 (kidslt6 \times nwifeinc) + \pi_6 exper + \pi_7 exper^2 + v \end{aligned}$$

Suponemos que las variables explicativas de esta ecuación no exhiben multicolinealidad perfecta.

i) Contrastamos que:

$$H_0 : \pi_6 = \pi_7 = 0 \text{ vs } H_1 : \pi_6 \neq 0 \text{ y/ó } \pi_7 \neq 0$$

mediante un contraste de la F.

ii) Como no disponemos de la matriz de varianzas y covarianzas y pero sabemos que el modelo es homocedástico, utilizamos las salidas de los modelos 1 y 2 para comparar el modelo sin restringir y restringido, respectivamente, en particular:

$$\begin{aligned} F &= \frac{1}{q} \frac{R^2_{no-restringido} - R^2_{restringido}}{\left(1 - R^2_{no-restringido}\right)/n} \\ &= \frac{1}{2} \frac{0.163629 - 0.126543}{(1 - 0.163629)/428} \\ &= 9.4891. \end{aligned}$$

iii) Para tomar una decisión, comparamos el valor del estadístico F con el valor crítico de una $\chi^2_2/2$ que es 3. Como $F = 9.4891 > 3$ rechazamos H_0 y concluimos que los instrumentos son relevantes. Sin embargo, $F < 10$ y no podríamos concluir que los instrumentos son fuertes de acuerdo con la regla empírica que suele aplicarse en la práctica.

b. (2/5) ¿Cuál es la diferencia en media de horas ofertadas entre dos mujeres con idénticas características excepto que una tiene 2 hijos menores de 6 años y su salario es la única fuente de ingresos del hogar, mientras que la otra mujer no tiene ningún hijo menor de seis años pero dispone de unos ingresos en su hogar de 20 mil dólares adicionales a su salario? (1/2 de 3.b) . Proporcione un intervalo de confianza para esta diferencia y contraste que la diferencia es significativamente diferente de cero al 5% de significación (1/2 de 3.b) Valores críticos de la normal estándar Z: $Z_{0.005} = 2.58$, $Z_{0.01} = 2.33$, $Z_{0.025} = 1.96$, $Z_{0.05} = 1.64$, $Z_{0.1} = 1.28$, donde $\mathbb{P}(Z > Z_\alpha) = \alpha$.

SOLUCIÓN: Usando el Modelo 3 la diferencia estimada sería:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= \left(2 \cdot \hat{\beta}_{14} + 0 \cdot \hat{\beta}_{15} + 2 \cdot 0 \cdot \hat{\beta}_{16}\right) - \left(0 \cdot \hat{\beta}_{14} + 20 \cdot \hat{\beta}_{15} + 0 \cdot 20 \cdot \hat{\beta}_{16}\right) \\ &= 2 \cdot \hat{\beta}_{14} - 20 \cdot \hat{\beta}_{15} \\ &= 2 \cdot (-240.214) - 20 \cdot (-10.6106) \\ &= -268.22 \end{aligned}$$

Concluimos que la mujer que no tiene hijos y unos ingresos en el hogar de 20 mil dólares adicionales a su salario trabaja 268.22 horas más que la mujer con dos hijos y con su salario como único ingreso de su hogar. El error estándar del estimador es:

$$
\begin{aligned}
EE(\hat{\alpha}) &= \sqrt{\widehat{Var}\left(2 \cdot \hat{\beta}_{14} - 20 \cdot \hat{\beta}_{15}\right)} \\
&= \sqrt{2^2 \cdot \widehat{Var}\left(\hat{\beta}_{14}\right) + 20^2 \cdot \widehat{Var}\left(\hat{\beta}_{14}\right) - 2 \cdot 2 \cdot 20 \cdot \widehat{Cov}\left(\hat{\beta}_{14}, \hat{\beta}_{14}\right)} \\
&= \sqrt{2^2 \cdot 1.1107 \cdot 10^5 + 20^2 \cdot 52.837 - 2 \cdot 2 \cdot 20 \cdot 817.65} \\
&= 632.46.
\end{aligned}
$$

El intervalo de confianza al 95% de significación es

$$
\begin{aligned}
\left[\hat{\alpha} - 1.964 EE(\hat{\alpha}), \hat{\alpha} + 1.964 EE(\hat{\alpha})\right] &= \left[-268.22 - 1.964 \cdot 632.46, -268.22 + 1.964 \cdot 632.46\right] \\
&= \left[-1510.4, \quad 973.93\right].
\end{aligned}
$$

Por tanto 0 está dentro del intervalo y no puede rechazarse la hipótesis de que la diferencia en las horas trabajadas en promedio por las dos mujeres sea igual a cero al 5% de significación

c. (1/5) Explique detalladamente cómo contrastaría que los instrumentos son exógenos: i) Establezca la hipótesis nula y alternativa, ii) explique cómo computar el estadístico del contraste y iii) establezca la regla de decisión (2/3 de 3.c). Realice el contraste al 5% de significación. (1/3 de 3.c).

SOLUCIÓN: i) La hipótesis a contrastar es

$$H_0 : Cov\,(exper, u_1) = Cov\left(exper^2, u_1\right) = 0$$

vs

$$H_1 : Cov\,(exper, u_1) \neq 0 \ y/ó \ Cov\left(exper^2, u_1\right) \neq 0$$

Computaríamos los residuos del modelo (5) estimado por MC2E,

$$\begin{aligned} \hat{u}_i &= hours - \hat{\beta}_{10} - \hat{\beta}_{11}\ln(wage) - \hat{\beta}_{12}educ - \hat{\beta}_{13}age \\ &\quad -\hat{\beta}_{14}kidslt6 - \hat{\beta}_{15}nwifeinc - \hat{\beta}_{16}\,(kidslt6 \times nwifeinc) \end{aligned}$$

y computamos el estadístico F para contrastar

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0 \text{ vs } H_1 : \gamma_1 \neq 0 \text{ y/ó } \gamma_2 \neq 0$$

en el modelo

$$\begin{aligned} \hat{u}_i &= \gamma_0 + \gamma_1 exper + \gamma_2 exper^2 + \gamma_3 educ + \gamma_4 age \\ &\quad +\gamma_5 kidslt6 + \gamma_6 nwifeinc + \gamma_7\,(kidslt6 \times nwifeinc) + e \end{aligned}$$

ii) El estadístico del contraste es en este caso igual a $J = 2F$ (una variable explicativa endógena, $k = 1$, y dos instrumentos, $m = 2$: $J = mF = 2F$) que esta distribuido aproximadamente como una $\chi^2_{m-k} = \chi^2_1$ bajo H_0. iii) rechazaremos la hipótesis nula cuando el valor del estadístico J en nuestra muestra exceda el valor crítico al nivel de significación prefijado correspondiente a una χ^2_1. Vemos que $J = 2F = 2 \cdot 0.412728 = 0.825456$ en el Modelo 4 y, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad a nigún nivel de significación razonable.

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1–428

Variable dependiente: lwage

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	−0.449268	0.285534	−1.5734	0.1164
age	−0.00269880	0.00520903	−0.5181	0.6047
educ	0.101004	0.0149790	6.7430	0.0000
kidslt6	0.00268457	0.163924	0.0164	0.9869
nwifeinc	0.00615072	0.00362019	1.6990	0.0901
nwifeincXkidslt6	−0.00322245	0.00795267	−0.4052	0.6855
exper	0.0414884	0.0132833	3.1233	0.0019
expersq	−0.000747477	0.000402880	−1.8553	0.0642

Media de la vble. dep.	1.190173	D.T. de la vble. dep.	0.723198
Suma de cuad. residuos	186.7847	D.T. de la regresión	0.666877
R^2	0.163629	R^2 corregido	0.149689
$F(7, 420)$	11.73846	Valor p (de F)	1.14e–13

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1–428

Variable dependiente: lwage

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	−0.434017	0.270691	−1.6034	0.1096
age	0.00503829	0.00455412	1.1063	0.2692
educ	0.107789	0.0151864	7.0977	0.0000
kidslt6	−0.0241129	0.166747	−0.1446	0.8851
nwifeinc	0.00315312	0.00356191	0.8852	0.3765
nwifeincXkidslt6	−0.00318766	0.00806527	−0.3952	0.6929

Media de la vble. dep.	1.190173	D.T. de la vble. dep.	0.723198
Suma de cuad. residuos	195.0670	D.T. de la regresión	0.679885
R^2	0.126543	R^2 corregido	0.116193
$F(5, 422)$	12.22748	Valor p (de F)	4.40e–11

Modelo 3: MC2E, usando las observaciones 1–428

Variable dependiente: hours

Mediante Instrumentos: lwage

Instrumentos: const age educ kidslt6 nwifeinc nwifeincXkidslt6 exper expersq

	Coeficiente	Desv. Típica	z	Valor p
const	2232.35	578.202	3.8608	0.0001
lwage	1643.67	471.901	3.4831	0.0005
age	−7.78173	9.40253	−0.8276	0.4079
educ	−184.111	59.2247	−3.1087	0.0019
kidslt6	−240.214	333.275	−0.7208	0.4711
nwifeinc	−10.6106	7.26892	−1.4597	0.1444
nwifeincXkidlt6	2.43423	16.1806	0.1504	0.8804

Media de la vble. dep.	1302.930	D.T. de la vble. dep.	776.2744
Suma de cuad. residuos	7.76e+08	D.T. de la regresión	1358.086
R^2	0.000534	R^2 corregido	-0.013710
$F(6, 421)$	2.866484	Valor p (de F)	0.009519

Matriz de covarianzas de los coeficientes en el modelo 3

const	lwage	age	educ	kidslt6	nwifeinc	nwifXkids	
3.3432e+05	96652.	−4042.1	−21294.	−26188.	−225.98	833.62	const
	2.2269e+05	−1122.0	−24004.	5369.7	−702.17	709.86	lwage
		88.408	131.55	427.63	−3.2554	1.2589	age
			3507.6	−1403.5	16.223	−67.471	educ
				1.1107e+05	817.65	−4502.4	kidslt6
					52.837	−48.120	nwifeinc
						261.81	nwifXkids

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 1–428

Variable dependiente: uhat

IMPORTANTE: uhat son los residuos correspondientes al modelo 3.

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	194.274	581.606	0.3340	0.7385
age	−3.68530	10.6103	−0.3473	0.7285
educ	0.190471	30.5108	0.0062	0.9950
kidslt6	16.7347	333.899	0.0501	0.9601
nwifeinc	1.19491	7.37399	0.1620	0.8713
nwifeincXkisdlt6	−1.50531	16.1989	−0.0929	0.9260
exper	−16.9634	27.0570	−0.6270	0.5310
expersq	0.673158	0.820630	0.8203	0.4125

Media de la vble. dep.	6.44e–13	D.T. de la vble. dep.	1348.511
Suma de cuad. residuos	7.75e+08	D.T. de la regresión	1358.368
R^2	0.001962	R^2 corregido	-0.014672
$F(7, 420)$	0.117922	Valor p (de F)	0.997131

Contraste sobre el modelo 4:

Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables exper y expersq

Estadístico del contraste: F(2,420)=0.412728, valor p 0.66211