### Ejercicios a computadora, Wooldridge

Carlos Alberto Alba y Jhair López

27 de noviembre 2017

### Contenido

Ejercicio C6

Ejercicio C7

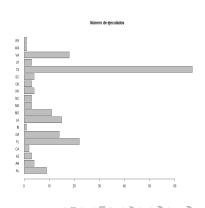
Ejercicio C8

## Ejercicio C6

Usa los datos en MURDER.RAW para este ejercicio. La variable mrdrte es la tasa de homicidios, es decir, el numero de asesinatos por cada 100,000 personas. La variable exec es el número total de presos ejecutados durante los dos años actuales y anteriores; unem es la tasa de desempleo del estado.

i) ¿Cuántos estados ejecutaron al menos un prisionero en 1991, 1992 o 1993? ¿Qué estado tuvo más ejecuciones?

Para los tres años fueron 19 estados los que llevaron a cabo al menos una ejecución y el estado con mayor número de ejecuciones fue Texas (TX).



ii) Utilizando los dos años 1990 y 1993, realice una regresión combinada de mrdrte en d93, exec y unem. ¿Qué opinas del coeficiente de exec?

_	Dependent variable:	
	mrdrte	
d93	-2.067	
	(2.145)	
exec	0.128	
	(0.263)	
unem	2.529***	
	(0.782)	
Constant	-5.278	
	(4.428)	
Observations	102	
$\mathbb{R}^2$	0.102	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.074	
Residual Std. Error	10.223 (df = 98)	
F Statistic	3.695** (df = 3; 98)	

Note:

iii) Usando los cambios de 1990 a 1993 solamente (para un total de 51 observaciones), estime la ecuación:

$$\Delta$$
mrdrte =  $\delta_0 + \beta_1 \Delta$ exec +  $\beta_2 \Delta$ unem +  $\Delta u$ 

por OLS e informa los resultados en la forma habitual. Ahora, ¿parece que la pena capital tiene un efecto disuasorio?

	Dependent variable:
	$\Delta$ mrdrte
$\Delta$ exec	-0.104**
	(0.043)
∆unem	-0.067
	(0.159)
Constant	0.413*
	(0.209)
) bservations	51
R <sup>2</sup>	0.110
Adjusted R <sup>2</sup>	0.073
Residual Std. Error	1.079 (df = 48)
F Statistic	2.959* (df = 2; 48)
Vote:	*p<0.1; **p<0.05; ****p<0.05

iv) El cambio en las ejecuciones puede estar relacionado, al menos en parte, con los cambios en la tasa de homicidios esperada, de modo que Δexec se correlaciona con Δu en la parte (iii). Podría ser razonable suponer que Δexec<sub>1</sub> no está correlacionado con Δu. (Después de todo, Δexec<sub>1</sub> depende de las ejecuciones que ocurrieron hace tres o más años). Regresa Δexec en Δexec<sub>1</sub> para ver si están lo suficientemente correlacionadas; Interpreta el coeficiente en Δexec<sub>1</sub>.

	Dependent variable:
	$\Delta$ exec
$\Delta$ exec $_{t-1}$	-1.082***
	(0.169)
Constant	0.350
	(0.370)
Observations	51
$\mathbb{R}^2$	0.456
Adjusted R <sup>2</sup>	0.444
Residual Std. Error	2.620 (df = 49)
F Statistic	40.995*** (df = 1; 49)
Vote:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0

v) Vuelva a estimar la ecuación de la parte (iii), utilizando  $\Delta exec_{-1}$  como IV para  $\Delta exec$ . Supongamos que  $\Delta unem$  es exógeno. ¿Cómo cambian tus conclusiones de la parte (iii)?

	Dependent variable:
	$\Delta$ mrdrte
$\Delta$ exec	-0.100
	(0.064)
Δunem	-0.067
	(0.159)
Constant	0.411*
	(0.211)
Observations	51
$R^2$	0.110
Adjusted R <sup>2</sup>	0.073
Residual Std. Error	1.079 (df = 48)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.0

#### Ejercicio C7

Utilice los datos en PHILLIPS.RAW para este ejercicio

i) En el ejemplo 11.5, estimamos una curva Phillips aumentada de expectativas de la forma:

$$\Delta inf_t = \beta_0 + \beta_1 unem_t + e_t$$

Al estimar esta ecuación por OLS, asumimos que el choque de oferta,  $e_t$ , no se correlacionó con  $\Delta unem_t$ . Si esto es falso, ¿qué se puede decir sobre el estimador OLS de  $\beta_1$ ?

Al romperse el supuesto de E(U|X)=0 ya no se puede asegurar la insesgadez del estimador de MCO ni su consistencia

ii) Supon que  $e_t$  no es predecible dada la información pasada:  $E(e_t|inf_{t-1},unem_{t-1},...)=0$ . Explique por qué esto hace que  $unemt_{t-1}$  sea un buen candidato IV para unemt.

 $E(e_t|inf_{t-1}, unem_{t-1}, ...) = 0$  implica que  $COV(unem_{t-1}, u_t) = 0$ , es decir, la variable rezagada del empleo no se encuentra correlacionada con las características no observables que afectan a la inflación; hecho que es uno de los requisitos de la implementación de VI, por lo que se inserta en la lista de candidatos a instrumento para el empleo actual.

#### iii) Regresa $unem_t$ en $unem_{t-1}$ . ¿ $unem_t$ y $unem_{t-1}$ están significativamente correlacionados?

Dependent varia.	ble:
unem	
unem $_{t-1}$ 0.742***	
(0.089)	
Constant 1.490***	
(0.520)	
Observations 55	
$R^2$ 0.566	
Adjusted R <sup>2</sup> 0.558	
Residual Std. Error $0.999 \text{ (df} = 53)$	3)
F Statistic $69.123^{***}$ (df = 1	; 53)
<i>Note:</i> *p<0.1; **p<0.05; **	*p<0

iv) Estimar las expectativas de la curva de Phillips aumentada por IV. Informe los resultados en la forma habitual y compárelos con las estimaciones de MCO del ejemplo 11.5.

	Dependent va	riable:
	$\Delta inf$	
	MCO	Variable Instrumental
	(1)	(2)
unem	-0.518** (0.209)	-0.130 (0.287)
Constant	2.828** (1.225)	0.634 (1.656)
Observations $R^2$ Adjusted $R^2$ Residual Std. Error (df = 53) F Statistic	55 0.104 0.087 2.307 6.132** (df = 1; 53)	55 0.046 0.028 2.380
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

# Ejercicio C8

Utilice los datos en 401KSUBS.RAW para este ejercicio. La ecuación de interés es un modelo de probabilidad lineal:

$$pira = \beta_0 + \beta_1 p401k + \beta_2 inc + \beta_3 inc^2 + \beta_4 age + \beta_5 age^2 + u$$

El objetivo es comprobar si existe una compensación entre participar en un plan 401k y tener una cuenta de jubilación individual (IRA). Por lo tanto, queremos estimar  $\beta_1$ .

#### i) Estima la ecuación por MCO y discute el efecto estimado de p401k

	Dependent variable:
	pira
p401k	0.054***
	(0.010)
inc	0.009***
	(0.001)
incsq	-0.00002***
	(0.00000)
age	-0.002
	(0.003)
agesq	0.0001***
	(0.00004)
Constant	-0.198***
	(0.069)
R <sup>2</sup>	0.180
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

ii) A los efectos de estimar la compensación ceteris paribus entre la participación en dos tipos diferentes de planes de ahorro para la jubilación, ¿cuál podría ser un problema con los mínimos cuadrados ordinarios?

Un posible problema sería que el participar en un plan de pensión se encuentre altamente correlacionado con los factores no observables, por lo cual se pueda presentar un sesgo en las estimaciones.

iii) La variable e401k es una variable binaria igual a uno si un trabajador es elegible para participar en un plan 401(k). Explique lo que se requiere para que e401k sea un IV válido para p401k. ¿Estas suposiciones parecen razonables?

Se requiere exogeneidad del instrumento y que, por supuesto, ambas variables estén correlacionadas.Lo que es razonable del todo, ya que si bien ambas variables parecen estar muy correlacionadas, puede que la elegibilidad para el plan dependa de algunas características inobservables o que no se han tenido en cuenta dentro del modelo. iv) Calcule la forma reducida para p401k y verifique que e401k tenga una correlación parcial significativa con p401k. Dado que la forma reducida también es un modelo de probabilidad lineal, use un error estándar robusto de heteroscedasticidad.

	5 .	
	Dependent variable:	
	p401k	
	SE habituales	SE robustos
	(1)	(2)
e401k	0.689***	0.689***
	(800.0)	(0.006)
inc	0.001***	0.001***
	(0.0003)	(0.0004)
incsq	0.00000	0.00000
·	(0.00000)	(0.00000)
age	-0.005**	-0.005**
	(0.002)	(0.002)
agesq	0.0001**	0.0001*
	(0.00003)	(0.00003)
Constant	0.050	0.050

v) Ahora, estime la ecuación estructural por IV y compare la estimación de b1 con la estimación MCO. De nuevo, debe obtener errores estándar de heterocedasticidad.

	Dependent variable: pira	
	SE habituales	SE robustos
	(1)	(2)
p401k	0.021	0.021
	(0.013)	(0.013)
inc	0.009***	0.009***
	(0.001)	(0.001)
incsq	-0.00002***	-0.00002***
	(0.00000)	(0.00000)
age	-0.001	-0.001
	(0.003)	(0.003)
agesq	0.0001***	0.0001***
	(0.00004)	(0.00004)
Constant	-0.207***	-0.207***
	(0.069)	. (0.069)
/ Ibair Lónez (colmey)	Replica	27 de noviembre 2017

 vi) Pruebe la hipótesis nula de que p401k es exógena, usando una prueba robusta de heteroscedasticidad

0.021	0.021
(0.013)	(0.013)
0.009***	0.009***
(0.0005)	(0.001)
-0.00002***	-0.00002***
(0.00000)	(0.00000)
-0.001	-0.001
(0.003)	(0.003)
0.0001***	0.0001***
(0.00004)	(0.00004)
0.075***	0.075***
(0.019)	(0.019)
	(1) 0.021 (0.013) 0.009*** (0.0005) -0.00002*** (0.00000) -0.001 (0.003) 0.0001*** (0.00004)

200