Universidad de Costa Rica

ESCUELA DE ECONOMÍA

Microeconometría

Tarea 2

David Mora Salazar B75115 Daniel Márquez Páez B74470 Manfred Ramírez Alfaro B76137

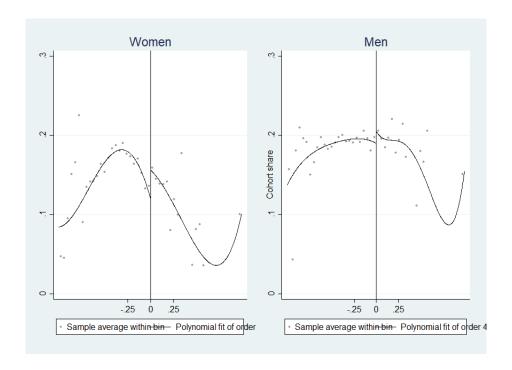
PROFESOR: ADOLFO RODRIGUEZ

I semestre 2021

1. PREGUNTA 1 (50p)

1.a Replique (aproximadamente) el gráfico 5, panel c, de Meyersson (2014), marcado en amarillo en la imagen adjunta. Utilice los porcentajes de mujeres y de hombres entre 15 y 20 años con secundaria completa. No incluya bandas de confianza. Realice el gráfico en Stata, y utilice el comando rdplot visto en el laboratorio. Adjunte el gráfico en el archivo PDF de respuestas, y el código para reproducirlo en un archivo do. (15p)

```
1 /*Paquetes*/
2 ssc install rdrobust
3 net install rddensity, from(https://raw.githubusercontent.com/rdpackages/rddensity/master/
      stata) replace
4 net install lpdensity, from(https://raw.githubusercontent.com/nppackages/lpdensity/master/
      stata) replace
5 /*Globales*/
6 global range1 "iwm94 <.32 & iwm94>-.32"
7 global labrange "-.25(.25).25"
8 global bin "25"
9 /*Datos*/
10 use "C:\Users\David Mora Salazar\Documents\ECONOMÍA UNIVERSIDAD DE COSTA RICA\Microeconometr
     ia\Examen 2\EC4300_tarea2_I2021\Meyersson_2014.dta"
2 rdplot hischshr1520m iwm94, c(0) p(4) nbins(25 25) ///
         graph_options(title("Men") ///
                       ytitle(Cohort share) xlabel(-0.25(0.25)0.25) ylabel(0(0.1)0.3)))///
6 graph save grp1.gph, replace
7 rdplot hischshr1520f iwm94, c(0) p(4) nbins(25 25) ///
         graph_options(title("Women") ///
                       xlabel(-0.25(0.25)0.25) ylabel(0(0.1)0.3)))
10 graph save grp2.gph, replace
11 graph combine grp2.gph grp1.gph
      graph_options(title(Completed High School))
13
```



1.b Replique las estimaciones del cuadro II, panel A, columnas 3 a 8 de Meyersson (2014), marcadas en amarillo en la imagen adjunta. La variable de interés es el porcentaje de mujeres entre 15 y 20 años con secundaria completa. Haga las estimaciones en Stata con el comando rdrobust. Las estimaciones del efecto deben ser iguales a las del cuadro redondeando al tercer decimal. Adjunte resultados en el PDF de respuestas y el código comentado para replicar las estimaciones en el mismo archivo do del inciso a. (35p) Nota: debe incluir también la variable "Household size in 2000" entre los controles mencionados.

Según el documento de Meyersson(2014) todas las columnas, a excepción de la 1 y la 3, incluyen las siguientes variables de control: log de población, porcentaje de voto islámico, número de partidos que reciben votos, porcentaje de población menor a 19 ,porcentaje de la población mayor a 65, proporción de género y dummies de tipo municipal. Por esta razón se crea el global covs que incluye estas variables.

Se toman la variable de interés porcentaje de mujeres entre 15 y 20 años, y X como el margen de voto obtenido por partido islámico en Turquía 1994.

Usando el comando rdrobust se realiza la replica de la tabla II. Donde para la columna 3 a la 6 se utiliza lineal, p(1) mientras que para la columna 7 y 8 se utiliza una forma cuadrática y cúbica respectivamente, p(2) y p(3). Además se toma el dato de bandwidth del documeto de Meyyerson que especifica un h=.24 Observando también que para la columna 5 y 6 se utiliza h/2 y 2h respectivamente. Se hace el cambio de kernel, del kernel por deafault (triangular) al uniforme que le otorga mismo peso a las observaciones. Por último como control se añade el global definido arriba, covs. Los datos encontrados se encuentran en la tabla seguiendo, luego del código utilizado.

```
3 global covs="vshr_islam1994 partycount shhs lpop1994 ageshr19 ageshr60 sexr merkezi merkezp
      subbuyuk buyuk pd_*"
4 gen Y=hischshr1520f
5 gen X=iwm94
7 /*columna 3*/
8 rdrobust Y X , kernel(uniform) p(1) h(.24) all
10 /*columna 4*/
11 rdrobust Y X , kernel(uniform) p(1) h(.24) covs($covs) all
13 /*columna 5*/
14 rdrobust Y X, kernel(uniform)p(1) h(.12) covs($covs) all
16 /*columna 6*/
17 rdrobust Y X, kernel(uniform) p(1) h(.48) covs($covs) all
19 /*columna 7*/
20 rdrobust Y X, kernel(uniform) p(2) h(.24) covs($covs) all
22 /*columna 8*/
23 rdrobust Y X, kernel(uniform) p(3) h(.24) covs($covs) all
```

	Columna (3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Conventional	0.0317** (0.0115)	0.0280*** (0.00698)	0.0323*** (0.00872)	0.0220*** (0.00586)	0.0283** (0.0100)	0.0433*** (0.0130)
Bias-corrected	0.0263* (0.0115)	0.0283*** (0.00698)	0.0307*** (0.00872)	0.0290*** (0.00586)	0.0416*** (0.0100)	0.0359** (0.0130)
Robust	0.0263 (0.0166)	0.0283** (0.0100)	0.0307* (0.0122)	0.0290*** (0.00771)	0.0416** (0.0130)	0.0359* (0.0155)
N	1020	1020	589	2049	1020	1020

 $Standard\ errors\ in\ parentheses$

2. PREGUNTA 2 (50p)

2.a Replique las primeras dos columnas del cuadro I de Baltagi (2006), marcadas en amarillo en la imagen adjunta. Interprete el coeficiente para la probabilidad de arresto de la estimación de efectos fijos. (15p)

Al final del documento se encuentra la réplica.

Un cambio de un 1 porciento en la probabilidad de arresto se asocia con cambio de -0.355 porciento en los crímenes cometidos por persona, con un nivel de significancia del 1 porciento.

^{*} p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

ssc install outreg2

2.b Realice una prueba de Hausman para los resultados de efectos fijos del inciso a, y concluya. (Resultados marcados en fucsia/lila en la imagen adjunta). (10p)

Se rechaza la hipótesis nula de que los efectos individuales no están correlacionados con las covariables X, con un nivel de significancia del 5 porciento. Por lo que se puede concluir basado en la prueba de Hausman que no hay efectos aleatorios.

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  \begin{array}{ccc} \text{chi2(22)} &=& (b-B)^{'}[(V_-b-V_-B)^{'}(-1)](b-B) \\ &=& 49.39 \\ \text{Prob}^{'}\text{chi2} &=& 0.0007 \\ (V_-b-V_-B) \text{ is not positive definite} \end{array}
```

```
/*b*/
z xtreg lcrmrte lprbarr lprbconv lprbpris lavgsen lpolpc ldensity lwcon lwtuc lwtrd lwfir
    lwser lwmfg lwfed lwsta lwloc lpctymle i.year , fe

*guardamos para hacer la prueba de Hausman:
estimates store fijos

*xtreg lcrmrte lprbarr lprbconv lprbpris lavgsen lpolpc ldensity lwcon lwtuc lwtrd lwfir
    lwser lwmfg lwfed lwsta lwloc lpctymle lpctmin west central urban i.year, re

*Volvemos a guardar:
estimates store aleatorios

*Realizamos Prueba:
hausman fijos aleatorios
```

2.c Replique los resultados de las columnas 3, 4 y 5 del cuadro I de Baltagi (2006), marcadas en azul en el cuadro adjunto. Utilice el comando xtivreg de Stata, cuya sintaxis es xtivreg dependiente regresores exógenos (regresores endógenos = instrumentos), opciones (15p).

Al final del documento se encuentra la réplica.

```
outreg2 using regression_results1.xls, append ctitle(FE2SLS)

*guardamos para hacer la prueba de Hausman:
estimates store fe2sls

*xtivreg lcrmrte lprbconv lprbpris lavgsen ldensity lwcon lwtuc lwtrd lwfir lwser lwmfg lwfed
    lwsta lwloc lpctymle lpctmin west central urban d82 d83 d84 d85 d86 d87 (lprbarr lpolpc
    = ltaxpc lmix), be

outreg2 using regression_results1.xls, append ctitle(BE2SLS)

*xtivreg lcrmrte lprbconv lprbpris lavgsen ldensity lwcon lwtuc lwtrd lwfir lwser lwmfg lwfed
    lwsta lwloc lpctymle lpctmin west central urban d82 d83 d84 d85 d86 d87 (lprbarr lpolpc
    = ltaxpc lmix), ec2sls

outreg2 using regression_results1.xls, append ctitle(EC2SLS)

estimates store ec2sls
```

2.d Realice una prueba de Hausman para los resultados del inciso c y concluya. (Resultados marcados en verde en la imagen adjunta). (10p)

No se rechaza la hipótesis nula de que EC2SLS (efecto aleatorio de 2 etapas) produce un estimador consistente. Por lo tanto, se concluye basado en la prueba de Hausman que con un modelo de 2 etapas (2SLS), si existen efectos aleatorios.

```
1 /*d*/
2 hausman fe2sls ec2sls
```

Table I. Economics	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	,
ARIABLES	Between	Fixed effects	FE2SLS	BE2SLS	EC2SLS	
ANADLLO	Detween	i ixed ellects	I LZOLO	DLZOLO	LUZULU	
rbarr	-0.648***	-0.355***	-0.576	-0.503**	-0.413***	
ipribuiri	(0.0878)	(0.0322)	(0.802)	(0.241)	(0.0974)	
rbconv	-0.528***	-0.282***	-0.423	-0.525***	-0.323***	
proconv	(0.0667)	(0.0211)	(0.502)	(0.0999)	(0.0536)	
rbpris	0.297	-0.173***	-0.250	0.187	-0.186***	
Tupits	(0.231)	(0.0323)	(0.279)	(0.318)	(0.0419)	
ugeon	-0.236	-0.00245	0.00910	-0.227	-0.0102	
vgsen	(0.174)	(0.0261)	(0.0490)	(0.179)	(0.0270)	
alaa	0.364***	0.413***			0.435***	
Ipolpc			0.658	0.408**		
	(0.0601)	(0.0266)	(0.847)	(0.193)	(0.0897)	
ensity	0.168**	0.414	0.139	0.226**	0.429***	
	(0.0774)	(0.283)	(1.021)	(0.102)	(0.0548)	
con	0.195	-0.0378	-0.0287	0.314	-0.00748	
	(0.210)	(0.0391)	(0.0535)	(0.259)	(0.0396)	
tuc	-0.196	0.0455**	0.0391	-0.199	0.0454**	
	(0.170)	(0.0190)	(0.0309)	(0.197)	(0.0198)	
trd	0.129	-0.0205	-0.0178	0.0536	-0.00814	
	(0.278)	(0.0405)	(0.0453)	(0.296)	(0.0414)	
wfir	0.113	-0.00390	-0.00934	0.0417	-0.00364	
	(0.220)	(0.0283)	(0.0366)	(0.306)	(0.0289)	
ser	-0.106	0.00888	0.0186	-0.135	0.00561	
	(0.163)	(0.0191)	(0.0388)	(0.174)	(0.0201)	
lwmfg	-0.0249	-0.360***	-0.243	-0.0420	-0.204**	
	(0.134)	(0.112)	(0.420)	(0.156)	(0.0804)	
fed	0.156	-0.309*	-0.451	0.148	-0.164	
	(0.287)	(0.176)	(0.527)	(0.326)	(0.159)	
lwsta	-0.284	0.0529	-0.0187	-0.203	-0.0541	
	(0.256)	(0.114)	(0.281)	(0.298)	(0.106)	
loc	0.0103	0.182	0.263	0.0444	0.163	
	(0.463)	(0.118)	(0.312)	(0.494)	(0.120)	
ctymle	-0.0950	0.627*	0.351	-0.0947	-0.108	
.posjimo	(0.158)	(0.364)	(1.011)	(0.192)	(0.140)	
Ipctmin	0.148***	(5.554)	()	0.169***	0.189***	
троспин	(0.0485)			(0.0527)	(0.0415)	
west	-0.230**			-0.205*	-0.227**	
west	(0.108)			(0.114)	(0.0996)	
control	-0.164**			-0.173***	-0.194***	
central	(0.0645)			(0.0667)	(0.0598)	
urban	-0.0346			-0.0805	-0.225*	
				40.444	(0.440)	
	(0.132)			(0.144)	(0.116)	
Constant	-2.097			-1.977	-0.954	
	(2.822)			(4.001)	(1.284)	
	620	620	000	600	620	
bservations	630	630	630	630	630	
-squared	0.880	0.463				
umber of county	90	90	90	90	90	
tandard errors in pa	arentheses					
* p<0.01, ** p<0.05	5, * p<0.1					
uente: Elaboración						