

Trabajo Práctico N° 2: Modelos de Datos de Panel Lineales.

Ejercicio 1.

Utilizar, nuevamente, la base de datos “cornwell.dta” provista para el Problem Set 1. Considerar el siguiente modelo de regresión:

$$\ln crmrte_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln prbarr_{it} + \beta_2 \ln prbconv_{it} + \beta_3 \ln prbpris_{it} + \beta_4 \ln avgsen_{it} + \beta_5 \ln polpc_{it} + \sum_{\tau=1}^{87} \beta_{\tau} I\{t = \tau\} + \mu_i + \varepsilon_{it}.$$

(a) Utilizando el comando *egen* de STATA, construir las medias individuales de las variables del modelo.

Stata.

(b) Aplicar la transformación *within* al modelo. Luego, estimar el modelo transformado por POLS.

POLS:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	630
Model	7.81221835	11	.710201668	F(11, 619)	=	43.19
Residual	10.1785214	619	.016443492	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4342
				Adj R-squared	=	0.4242
Total	17.9907397	630	.02855673	Root MSE	=	.12823

within_lcrmrte	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
within_lprbarr	-.3597944	.0299699	-12.01	0.000	-.4186493	-.3009395
within_lprbconv	-.2858733	.0196143	-14.57	0.000	-.3243919	-.2473547
within_lprbpris	-.1827812	.0300086	-6.09	0.000	-.2417122	-.1238502
within_lavgsen	-.0044879	.0244449	-0.18	0.854	-.0525009	.043525
within_lpolpc	.4241142	.0243741	17.40	0.000	.3762483	.4719802
within_d82	.0125802	.0199141	0.63	0.528	-.0265271	.0516875
within_d83	-.0792813	.0197277	-4.02	0.000	-.1180225	-.04054
within_d84	-.1177281	.0199815	-5.89	0.000	-.1569678	-.0784884
within_d85	-.1119561	.0201954	-5.54	0.000	-.151616	-.0722962
within_d86	-.0818268	.0198078	-4.13	0.000	-.1207254	-.0429282
within_d87	-.0404704	.0194497	-2.08	0.038	-.0786657	-.0022751

(c) Comentar sobre la validez de los errores estándar del inciso previo.

Los errores estándar reportados tienden a ser pequeños comparados a los verdaderos. El problema se encuentra en que los grados de libertad de aplicar OLS al modelo transformado no coinciden con el denominador del estimador consistente para σ_{ε}^2 . Por consiguiente, excepto que T sea lo suficientemente grande, se necesita corregir este denominador.

(d) Utilizar el comando `xtreg` para estimar, nuevamente, el modelo usando efectos fijos.

FE:

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =       630
Group variable: county                Number of groups =       90

R-squared:                            Obs per group:
    Within = 0.4342                      min =          7
    Between = 0.4066                     avg =         7.0
    Overall = 0.4042                     max =          7

                                F(11,89)      =      11.49
corr(u_i, Xb) = 0.2068              Prob > F      =      0.0000
```

(Std. err. adjusted for 90 clusters in county)

		Robust				
	lcrmrte	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
lprbarr		-.3597944	.0594678	-6.05	0.000	-.4779557 -.2416332
lprbconv		-.2858733	.051522	-5.55	0.000	-.3882464 -.1835001
lprbpris		-.1827812	.0452811	-4.04	0.000	-.2727538 -.0928085
lavgsen		-.0044879	.0333499	-0.13	0.893	-.0707535 .0617777
lpolpc		.4241142	.0849052	5.00	0.000	.2554095 .592819
d82		.0125802	.0160066	0.79	0.434	-.0192246 .044385
d83		-.0792813	.0195639	-4.05	0.000	-.1181544 -.0404081
d84		-.1177281	.0217118	-5.42	0.000	-.160869 -.0745872
d85		-.1119561	.0256583	-4.36	0.000	-.1629386 -.0609736
d86		-.0818268	.0236276	-3.46	0.001	-.1287745 -.0348792
d87		-.0404704	.0241765	-1.67	0.098	-.0885087 .0075678
_cons		-1.604135	.5102062	-3.14	0.002	-2.617904 -.5903664
sigma_u		.43487416				
sigma_e		.13871215				
rho		.90765322	(fraction of variance due to u_i)			

(e) Estimar el modelo usando diferencias finitas de primer orden.

FD:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	540
Model	9.60258308	11	.872962098	F(11, 529)	=	36.66
Residual	12.5963755	529	.023811674	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4326
				Adj R-squared	=	0.4208
Total	22.1989586	540	.041109183	Root MSE	=	.15431

D.lcrmrte	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lprbarr						
D1.	-.3274942	.0299801	-10.92	0.000	-.3863889	-.2685995
lprbconv						
D1.	-.2381066	.0182341	-13.06	0.000	-.2739268	-.2022864
lprbpris						
D1.	-.1650462	.025969	-6.36	0.000	-.2160613	-.1140312
lavgsen						
D1.	-.0217607	.0220909	-0.99	0.325	-.0651574	.021636
lpolpc						
D1.	.3984264	.026882	14.82	0.000	.3456177	.451235
d82						
D1.	.0077134	.0170579	0.45	0.651	-.0257961	.0412229
d83						
D1.	-.0844391	.0234564	-3.60	0.000	-.1305182	-.03836
d84						
D1.	-.1246632	.0287464	-4.34	0.000	-.1811344	-.068192
d85						
D1.	-.121561	.03315	-3.67	0.000	-.1866827	-.0564392
d86						
D1.	-.0863333	.0366763	-2.35	0.019	-.1583823	-.0142842
d87						
D1.	-.0377932	.0399728	-0.95	0.345	-.116318	.0407316

Ejercicio 2.

Utilizar la base de datos provista “murder.dta”. La base de datos es una muestra longitudinal de estados de EE.UU., para los años 1987, 1990 y 1993.

(a) Estimar por OLS el efecto de las ejecuciones (x) sobre la tasa de homicidios (murder rates, m) controlando por desempleo (u) y año:

$$m_{i,t} = \alpha + \beta_x x_{i,t} + \beta_u u_{i,t} + \beta_{90} d_{90,t} + \beta_{93} d_{93,t} + v_{i,t},$$

Notar que se omitió la dummy temporal para el año 1987. Interpretar los resultados.

POLS:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	153
Model	977.390644	4	244.347661	F(4, 148)	=	3.05
Residual	11867.9475	148	80.1888343	Prob > F	=	0.0190
Total	12845.3381	152	84.5088034	R-squared	=	0.0761
				Adj R-squared	=	0.0511
				Root MSE	=	8.9548

mrdrtte	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
exec	.1627547	.1939295	0.84	0.403	-.2204738	.5459832
unem	1.390786	.4508653	3.08	0.002	.4998207	2.281751
d90	2.675335	1.816934	1.47	0.143	-.91515	6.26582
d93	1.607317	1.774768	0.91	0.367	-1.899842	5.114476
_cons	-1.864393	3.069517	-0.61	0.545	-7.930134	4.201349

(b) ¿Por qué podría ser importante tener en consideración los efectos temporales agregados en el modelo?

Tener en consideración los efectos temporales agregados en el modelo podría ser importante si la tasa de homicidios es afectada por factores macroeconómicos externos que afectan a todos los estados de EE.UU. de la misma manera. Por lo tanto, si no se incluyen estas variables, se debe suponer que cualquier cambio en la media de la tasa de homicidios en el tiempo se debe a las ejecuciones o a la tasa de desempleo y no a factores externos. Por otra parte, controlar por estas variables hace más factible que se cumpla el supuesto de ausencia de autocorrelación serial.

(c) Ahora, considerar la siguiente modificación en el modelo:

$$m_{i,t} = \alpha + \beta_x x_{i,t} + \beta_u u_{i,t} + \beta_{90} d_{90,t} + \beta_{93} d_{93,t} + c_i + e_{i,t},$$

donde c_i es un efecto individual por estado. Estimar la ecuación usando efectos fijos.

FE:

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      153
Group variable: id                    Number of groups =       51

R-squared:                             Obs per group:
    Within = 0.0734                      min =          3
    Between = 0.0037                     avg =         3.0
    Overall = 0.0108                     max =          3

corr(u_i, Xb) = 0.0010                  F(4, 98)         =       1.94
                                         Prob > F          =      0.1098
```

mrdрте	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
exec	-.1383231	.1770059	-0.78	0.436	-.4895856	.2129395
unem	.2213158	.2963756	0.75	0.457	-.366832	.8094636
d90	1.556215	.7453273	2.09	0.039	.0771369	3.035293
d93	1.733242	.7004381	2.47	0.015	.3432454	3.123239
_cons	5.822104	1.915611	3.04	0.003	2.020636	9.623572
sigma_u	8.7527226					
sigma_e	3.5214244					
rho	.86068589	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0: F(50, 98) = 17.18					Prob > F = 0.0000	

(d) Repetir la estimación del inciso previo usando diferencias finitas de primer orden.

FD:

	Source	SS	df	MS	Number of obs	=	102
	Model	119.103298	4	29.7758244	F(4, 98)	=	1.61
	Residual	1812.28656	98	18.49272	Prob > F	=	0.1778
	Total	1931.38986	102	18.9351947	R-squared	=	0.0617
					Adj R-squared	=	0.0234
					Root MSE	=	4.3003

	cmrdрте	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
	cexec	-.1150682	.1473871	-0.78	0.437	-.407553	.1774166
	cunem	.1630854	.3079049	0.53	0.598	-.4479419	.7741126
	cd90	1.51099	.6608967	2.29	0.024	.1994623	2.822518
	cd93	1.725263	.8533453	2.02	0.046	.0318275	3.418699

(e) Brindar un ejemplo bajo el cual la variable de ejecuciones no sería, estrictamente, exógena (condicional en c_i). Observación: Para obtener estimaciones consistentes, el modelo de efectos fijos asume exogeneidad estricta de las variables explicativas condicionadas en c_i .

Un ejemplo bajo el cual la variable de ejecuciones ($x_{i,t}$) no sería estrictamente exógena (condicional en c_i) podría ser si los estados aumentan las ejecuciones futuras en respuesta a los *shocks* positivos actuales de la tasa de homicidios. Dado el tramo de tiempo relativamente corto de la base de datos, la retroalimentación de la tasa de homicidio a las

ejecuciones futuras puede no ser muy preocupante, ya que el proceso judicial en los casos de pena capital tiende a moverse lentamente. Por supuesto, si se acelerara debido a un aumento de la tasa de homicidios, eso podría violar la exogeneidad estricta. Con una serie temporal más larga, se podría añadir $x_{i,t+1}$ (e, incluso, valores de un futuro más lejano) y estimar la ecuación por FE, comprobando la significatividad estadística de la variable $x_{i,t+1}$. En el caso de que se encuentre que esta variable es estadísticamente significativa, se tendría evidencia a favor de que no se cumple el supuesto de exogeneidad estricta.

(f) Repetir la estimación del inciso (c) usando el estimador de GLS para diferencias finitas de primer orden. Comprobar que los coeficientes estimados son iguales a los obtenidos por FE.

```
bfdgls[4,1]
              mdrte
exec   -.13832306
unem    .22131582
d90     1.5562147
d93     1.7332421
```

(g) Reestimar el modelo del inciso (c) usando efectos aleatorios. Implementar el test de Hausman. ¿Cuál es el mejor estimador?

RE:

```
Random-effects GLS regression              Number of obs   =          153
Group variable: id                        Number of groups  =           51

R-squared:                                Obs per group:
    Within = 0.0680                               min =           3
    Between = 0.0731                             avg  =          3.0
    Overall = 0.0426                               max  =           3

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Wald chi2(4)      =           8.52
                                           Prob > chi2       =          0.0743
```

```
-----+-----
      mdrte | Coefficient  Std. err.      z    P>|z|     [95% conf. interval]
-----+-----
      exec |   -.0543375   .1595008    -0.34   0.733    - .3669533   .2582784
      unem |    .3947507   .2848133     1.39   0.166    - .1634732   .9529745
      d90  |    1.732981   .7478556     2.32   0.020     .2672106   3.19875
      d93  |    1.699913   .7065606     2.41   0.016     .3150796   3.084746
      _cons |    4.635132   2.179451     2.13   0.033     .3634863   8.906778
-----+-----
      sigma_u |  8.2056677
      sigma_e |  3.5214244
      rho    |  .84447636   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
	est_fe	est_re	Difference	Std. err.
exec	-.1383231	-.0543375	-.0839856	.0767503
unem	.2213158	.3947507	-.1734349	.0819749
d90	1.556215	1.732981	-.1767658	.
d93	1.733242	1.699913	.0333292	.

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
 B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

$\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$
 = 5.78
 Prob > χ^2 = 0.2165
 (V_b - V_B is not positive definite)

Por lo tanto, se puede observar que, considerando un nivel de significación del 10%, el mejor estimador es el de efectos fijos, ya que se rechaza la hipótesis nula de no correlación entre los regresores y los efectos fijos, por lo que el estimador de efectos aleatorios no es consistente.

Ejercicio 3.

Considerar el siguiente modelo:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + v_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T,$$

donde $x_{it} \sim^{iid} \mathcal{N}(0, 1)$, $\mu_i \sim^{iid} \mathcal{N}(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim^{iid} \mathcal{N}(0, \sigma_v^2)$ y $\mu_i \perp v_{it}$ para todo i, t . Suponer $\beta = \sigma_\mu^2 = \sigma_v^2 = 1$ y $T = 10$. La idea es realizar experimentos de Monte Carlo para evaluar la eficiencia de distintos estimadores de β .

(a) Caso 1: $N = 5$. Realizar un experimento de Monte Carlo con 1000 simulaciones. Reportar media, desvío estándar y RMSE de la estimación de β usando: POLS, RE y FE.

(b) Repetir el punto anterior con $N = 10, 30, 50, 100$ y 500 .

	N_5	N_10	N_30	N_50	N_100	N_500
media_beta~s	.99804484	.99234775	1.0019568	1.0039147	1.0005582	.99963949
de_beta_pols	.19410442	.14170935	.07988537	.06148401	.04521915	.02023065
rmse_beta~s	.1940172	.14184504	.0798694	.06157782	.04519998	.02022375
media_beta~e	.99311721	.99036578	1.0021895	1.0027847	1.0005854	.99967618
de_beta_fe	.15215654	.10712643	.06006592	.04603343	.03388416	.01449802
rmse_beta_fe	.15223612	.10750542	.06007579	.0460946	.03387227	.01449439
media_beta~e	.99239395	.99075022	1.0022435	1.0029077	1.0005371	.99967278
de_beta_re	.15558624	.10656719	.05945567	.04579737	.0335924	.01453039
rmse_beta_re	.15569433	.10691477	.05946827	.04586672	.03357989	.01452681

(c) Comentar los resultados obtenidos y su conclusión de qué estimador debiera utilizarse en la práctica.

En primer lugar, es importante destacar que, dados los supuestos del modelo, los tres estimadores en consideración son consistentes. Por lo tanto, se debería esperar que, a medida que el tamaño muestral aumenta, la media de las estimaciones de β con los diferentes estimadores estén cerca del valor poblacional ($\beta = 1$). Ahora bien, para $N < 10$, el estimador FE es el que mejor funciona en términos de sesgo y de eficiencia. Luego, a partir de un tamaño de muestra de $N = 30$, ya se observa cómo el estimador RE es el más eficiente de todos, es decir, es el que presenta un menor desvío estándar, lo cual se vincula a que, dados los supuestos del modelo, es el estimador con la menor varianza asintótica. En resumen, si, en la práctica, se trabajara con un modelo donde se supone que se cumplen los supuestos del modelo del inciso, entonces, para N muy pequeño se optaría por utilizar el estimador FE, mientras que, a partir de $N = 30$, se optaría por el estimador RE.

Ejercicio 4.

Basado en el Ejercicio 10.18 de Wooldridge (2010). Utilizar la base de datos “wagepan.dta” para responder las preguntas a continuación.

(a) Utilizando *lwage* como variable dependiente, estimar un modelo que contenga un intercepto y las variables dummy de año *d81* a *d87*. Estimar el modelo por POLS, RE, FE y FD. ¿Qué se puede concluir acerca de los coeficientes de las variables dummy?

POLS:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,360
Model	92.9668229	7	13.2809747	F(7, 4352)	=	50.54
Residual	1143.56282	4,352	.262767192	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0752
				Adj R-squared	=	0.0737
Total	1236.52964	4,359	.283672779	Root MSE	=	.51261

lwage	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
d81	.1193902	.0310529	3.84	0.000	.0585107 .1802697
d82	.1781901	.0310529	5.74	0.000	.1173106 .2390696
d83	.2257865	.0310529	7.27	0.000	.1649069 .286666
d84	.2968181	.0310529	9.56	0.000	.2359386 .3576976
d85	.3459333	.0310529	11.14	0.000	.2850538 .4068128
d86	.4062418	.0310529	13.08	0.000	.3453623 .4671213
d87	.4730023	.0310529	15.23	0.000	.4121228 .5338818
_cons	1.393477	.0219577	63.46	0.000	1.350429 1.436525

RE:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	4,360
Group variable: nr	Number of groups	=	545
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.0000	min =		8
Between = 0.0000	avg =		8.0
Overall = 0.0752	max =		8
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(7)	=	738.94
	Prob > chi2	=	0.0000

lwage	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
d81	.1193902	.021487	5.56	0.000	.0772765 .1615039
d82	.1781901	.021487	8.29	0.000	.1360764 .2203038
d83	.2257865	.021487	10.51	0.000	.1836728 .2679001
d84	.2968181	.021487	13.81	0.000	.2547044 .3389318
d85	.3459333	.021487	16.10	0.000	.3038196 .388047
d86	.4062418	.021487	18.91	0.000	.3641281 .4483555
d87	.4730023	.021487	22.01	0.000	.4308886 .515116
_cons	1.393477	.0219577	63.46	0.000	1.350441 1.436513
sigma_u	.37007665				
sigma_e	.35469771				
rho	.52120938	(fraction of variance due to u_i)			

FE:

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =      4,360
Group variable: nr                        Number of groups =       545

R-squared:                                Obs per group:
    Within = 0.1625                        min =          8
    Between = .                            avg =         8.0
    Overall = 0.0752                       max =          8

corr(u_i, Xb) = 0.0000                    F(7,3808)       =     105.56
                                           Prob > F        =      0.0000
```

lwage	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
d81	.1193902	.021487	5.56	0.000	.0772631	.1615173
d82	.1781901	.021487	8.29	0.000	.136063	.2203172
d83	.2257865	.021487	10.51	0.000	.1836594	.2679135
d84	.2968181	.021487	13.81	0.000	.254691	.3389452
d85	.3459333	.021487	16.10	0.000	.3038063	.3880604
d86	.4062418	.021487	18.91	0.000	.3641147	.4483688
d87	.4730023	.021487	22.01	0.000	.4308753	.5151294
_cons	1.393477	.0151936	91.71	0.000	1.363689	1.423265
sigma_u	.39074676					
sigma_e	.35469771					
rho	.54824631	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(544, 3808) = 9.71 Prob > F = 0.0000

FD:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	3,815
Model	19.3631642	7	2.76616631	F(7, 3808)	=	14.06
Residual	749.249837	3,808	.196756785	Prob > F	=	0.0000
Total	768.613001	3,815	.201471298	R-squared	=	0.0252
				Adj R-squared	=	0.0234
				Root MSE	=	.44357

D.lwage	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
d81						
D1.	.1193902	.0190006	6.28	0.000	.0821379	.1566425
d82						
D1.	.1781901	.0268709	6.63	0.000	.1255074	.2308728
d83						
D1.	.2257865	.03291	6.86	0.000	.1612636	.2903093
d84						
D1.	.2968181	.0380011	7.81	0.000	.2223136	.3713226
d85						
D1.	.3459333	.0424866	8.14	0.000	.2626347	.4292319
d86						
D1.	.4062418	.0465417	8.73	0.000	.3149927	.4974908
d87						
D1.	.4730023	.0502708	9.41	0.000	.3744421	.5715626

Tabla comparativa:

	(1) POLS	(2) RE	(3) FE	(4) FD
d81	0.119*** (0.0311)	0.119*** (0.0215)	0.119*** (0.0215)	0.119*** (0.0190)
d82	0.178*** (0.0311)	0.178*** (0.0215)	0.178*** (0.0215)	0.178*** (0.0269)
d83	0.226*** (0.0311)	0.226*** (0.0215)	0.226*** (0.0215)	0.226*** (0.0329)
d84	0.297*** (0.0311)	0.297*** (0.0215)	0.297*** (0.0215)	0.297*** (0.0380)
d85	0.346*** (0.0311)	0.346*** (0.0215)	0.346*** (0.0215)	0.346*** (0.0425)
d86	0.406*** (0.0311)	0.406*** (0.0215)	0.406*** (0.0215)	0.406*** (0.0465)
d87	0.473*** (0.0311)	0.473*** (0.0215)	0.473*** (0.0215)	0.473*** (0.0503)
_cons	1.393*** (0.0220)	1.393*** (0.0220)	1.393*** (0.0152)	
N	4360	4360	4360	3815
r2	0.0752		0.163	0.0252

Standard errors in parentheses
* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Por lo tanto, lo que se puede concluir acerca de los coeficientes de las variables *dummy* es que son numéricamente idénticos.

(b) Añadir las variables constantes en el tiempo *educ*, *black* e *hisp* al modelo, y estimar por *POLS* y *RE*. ¿Cómo se comparan los coeficientes? ¿Qué ocurre si se estima la ecuación por *FE*?

POLS:

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,360
				F(10, 4349)	=	73.66
Model	179.091659	10	17.9091659	Prob > F	=	0.0000
Residual	1057.43798	4,349	.243145087	R-squared	=	0.1448
				Adj R-squared	=	0.1429
Total	1236.52964	4,359	.283672779	Root MSE	=	.4931

lwage	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
d81	.1193902	.029871	4.00	0.000	.0608279	.1779526
d82	.1781901	.029871	5.97	0.000	.1196277	.2367524
d83	.2257865	.029871	7.56	0.000	.1672241	.2843488
d84	.2968181	.029871	9.94	0.000	.2382557	.3553804
d85	.3459333	.029871	11.58	0.000	.287371	.4044957
d86	.4062418	.029871	13.60	0.000	.3476794	.4648041
d87	.4730023	.029871	15.83	0.000	.41444	.5315647
educ	.0770943	.0043766	17.62	0.000	.0685139	.0856747
black	-.1225637	.0237021	-5.17	0.000	-.1690319	-.0760955
hisp	.024623	.0213056	1.16	0.248	-.0171468	.0663928
_cons	.4966384	.0566686	8.76	0.000	.3855391	.6077377

RE:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	4,360
Group variable: nr	Number of groups	=	545
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.1625	min =		8
Between = 0.1296	avg =		8.0
Overall = 0.1448	max =		8
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(10)	=	819.51
	Prob > chi2	=	0.0000

lwage	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
d81	.1193902	.021487	5.56	0.000	.0772765	.1615039
d82	.1781901	.021487	8.29	0.000	.1360764	.2203038
d83	.2257865	.021487	10.51	0.000	.1836728	.2679001
d84	.2968181	.021487	13.81	0.000	.2547044	.3389318
d85	.3459333	.021487	16.10	0.000	.3038196	.388047
d86	.4062418	.021487	18.91	0.000	.3641281	.4483555
d87	.4730023	.021487	22.01	0.000	.4308886	.515116
educ	.0770943	.009177	8.40	0.000	.0591076	.0950809
black	-.1225637	.0496994	-2.47	0.014	-.2199728	-.0251546
hisp	.024623	.0446744	0.55	0.582	-.0629371	.1121831
_cons	.4966384	.1122718	4.42	0.000	.2765897	.7166871
sigma_u	.34337144					
sigma_e	.35469771					
rho	.48377912	(fraction of variance due to u_i)				

FE:

```
Fixed-effects (within) regression          Number of obs   =      4,360
Group variable: nr                        Number of groups =       545

R-squared:                                Obs per group:
    Within = 0.1625                        min =          8
    Between = .                            avg =         8.0
    Overall = 0.0752                       max =          8

corr(u_i, Xb) = 0.0000                    F(7,3808)       =     105.56
                                           Prob > F        =      0.0000
```

```
-----+-----
      lwage | Coefficient  Std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-----+-----
      d81 |   .1193902   .021487     5.56   0.000   .0772631   .1615173
      d82 |   .1781901   .021487     8.29   0.000   .136063   .2203172
      d83 |   .2257865   .021487    10.51   0.000   .1836594   .2679135
      d84 |   .2968181   .021487    13.81   0.000   .254691   .3389452
      d85 |   .3459333   .021487    16.10   0.000   .3038063   .3880604
      d86 |   .4062418   .021487    18.91   0.000   .3641147   .4483688
      d87 |   .4730023   .021487    22.01   0.000   .4308753   .5151294
    educ |           0   (omitted)
   black |           0   (omitted)
    hisp |           0   (omitted)
    _cons |  1.393477   .0151936   91.71   0.000   1.363689   1.423265
-----+-----
    sigma_u |   .39074676
    sigma_e |   .35469771
      rho |   .54824631   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0: F(544, 3808) = 9.71                Prob > F = 0.0000
```

Tabla comparativa:

	(1) POLS	(2) RE	(3) FE
d81	0.119*** (0.0299)	0.119*** (0.0215)	0.119*** (0.0215)
d82	0.178*** (0.0299)	0.178*** (0.0215)	0.178*** (0.0215)
d83	0.226*** (0.0299)	0.226*** (0.0215)	0.226*** (0.0215)
d84	0.297*** (0.0299)	0.297*** (0.0215)	0.297*** (0.0215)
d85	0.346*** (0.0299)	0.346*** (0.0215)	0.346*** (0.0215)
d86	0.406*** (0.0299)	0.406*** (0.0215)	0.406*** (0.0215)
d87	0.473*** (0.0299)	0.473*** (0.0215)	0.473*** (0.0215)
educ	0.0771*** (0.00438)	0.0771*** (0.00918)	0 (.)
black	-0.123*** (0.0237)	-0.123** (0.0497)	0 (.)
hisp	0.0246 (0.0213)	0.0246 (0.0447)	0 (.)
_cons	0.497*** (0.0567)	0.497*** (0.112)	1.393*** (0.0152)
N	4360	4360	4360
r2	0.145		0.163

Standard errors in parentheses

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Por un lado, se puede observar que las estimaciones de POLS y RE son numéricamente idénticas, ya que, si el modelo incluye sólo efectos temporales agregados y covariables específicas del individuo que no tienen variación temporal, entonces, los coeficientes de POLS son iguales a los de RE.

Por otra parte, lo que ocurre si se estima la ecuación por FE es que los coeficientes asociados a las variables constantes en el tiempo no se pueden estimar y, en consecuencia, cuando se incluyen variables constantes en el tiempo, la estimación de la constante en FE no es igual a la estimación de la constante en POLS/RE.

(c) ¿Son iguales los errores estándar de POLS y RE del inciso (b)? ¿Cuáles son, probablemente, más fiables?

Los errores estándar de POLS y RE del inciso (b) no son iguales. Los errores estándar de POLS suponen, además de homocedasticidad, que no hay correlación serial en el error compuesto, es decir, que no considera la posible presencia de heterogeneidad individual no observable. Los errores estándar de RE, al menos, en su estructura estándar, permiten la presencia de correlación serial (en particular, la cual es igual para todos los pares de períodos (t, s)). Esto puede ser demasiado restrictivo, pero es menos restrictivo que los habituales errores estándar de POLS.

(d) Obtener los errores estándar robustos para POLS. ¿Son preferibles estos o los errores estándar habituales de RE?

POLS (con errores estándar robustos):

Linear regression	Number of obs	=	4,360
	F(10, 544)	=	49.41
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.1448
	Root MSE	=	.4931

(Std. err. adjusted for 545 clusters in nr)

		Robust				
lwage	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
d81	.1193902	.0244086	4.89	0.000	.0714435	.1673369
d82	.1781901	.0241987	7.36	0.000	.1306558	.2257243
d83	.2257865	.0243796	9.26	0.000	.1778968	.2736761
d84	.2968181	.0271485	10.93	0.000	.2434894	.3501468
d85	.3459333	.0263181	13.14	0.000	.2942358	.3976309
d86	.4062418	.0273064	14.88	0.000	.3526029	.4598807
d87	.4730023	.025996	18.20	0.000	.4219374	.5240672
educ	.0770943	.0090198	8.55	0.000	.0593763	.0948122
black	-.1225637	.0532662	-2.30	0.022	-.2271964	-.017931
hisp	.024623	.0411235	0.60	0.550	-.0561573	.1054033
_cons	.4966384	.1097474	4.53	0.000	.2810579	.7122189

Estos errores estándar robustos son preferibles a los errores estándar habituales de RE, ya que estos errores estándar robustos permiten cualquier tipo de correlación serial y de heterocedasticidad de los disturbios que varían en el tiempo.

(e) Obtener los errores estándar robustos de RE. ¿Cómo se comparan con los errores estándar robustos de POLS y por qué?

Tabla comparativa:

	(1)	(2)
	POLS (robust)	RE (robust)
d81	0.119*** (0.0244)	0.119*** (0.0244)
d82	0.178*** (0.0242)	0.178*** (0.0242)
d83	0.226*** (0.0244)	0.226*** (0.0244)
d84	0.297*** (0.0271)	0.297*** (0.0271)
d85	0.346*** (0.0263)	0.346*** (0.0263)
d86	0.406*** (0.0273)	0.406*** (0.0273)
d87	0.473*** (0.0260)	0.473*** (0.0260)
educ	0.0771*** (0.00902)	0.0771*** (0.00902)
black	-0.123** (0.0533)	-0.123** (0.0533)
hisp	0.0246 (0.0411)	0.0246 (0.0411)
_cons	0.497*** (0.110)	0.497*** (0.110)
N	4360	4360
r2	0.145	

Standard errors in parentheses
 * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Por lo tanto, se puede observar que estos errores estándar son numéricamente idénticos a los errores estándar robustos de POLS porque se tiene un solo estimador y, entonces, hay una sola varianza robusta.