

# Capítulo 14

May 14, 2018

```
In [157]: library(stats)
          library(car)
          library(plm)
          library(stargazer)
          library(sandwich)
          library(lmtest)
          library(dplyr)
```

## 0.1 Ejercicio 1

```
In [5]: load("data/rental.RData")
        rental <- data
        rm('data')
        mod_rental <- lm(data=rental, lrent ~ y90 + lpop + lavginc + pctstu)

        rental_pan <- pdata.frame(rental, index = c("city", "year"))

        mod_rental_pan <- plm(data=rental_pan, lrent ~ y90 + lpop + lavginc
                               + pctstu, model = 'fd')

        model_rental_EF <- plm(data=rental_pan, lrent ~ y90 + lpop + lavginc
                                + pctstu, model = "within" )

        stargazer(mod_rental, mod_rental_pan, model_rental_EF, header = FALSE, type = 'text')
```

Dependent variable:			
	lrent		
	OLS		panel linear
	(1)	(2)	(3)
y90	0.262*** (0.035)		0.386*** (0.037)

lpop	0.041* (0.023)	0.297** (0.143)	0.072 (0.088)
lavginc	0.571*** (0.053)	0.940*** (0.047)	0.310*** (0.066)
pctstu	0.005*** (0.001)	0.019*** (0.007)	0.011*** (0.004)
Constant	-0.569 (0.535)		

```
-----
Observations      128      64      128
R2                0.861    0.303    0.977
Adjusted R2       0.857    0.280    0.950
Residual Std. Error 0.126 (df = 123)
F Statistic      190.922*** (df = 4; 123) -14.580 (df = 2; 61) 624.146*** (df = 4; 60)
=====
Note:                *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
```

iv) A diferencia del modelo de primeras diferencias, el modelo de efecto fijos permite el uso de la variable y90 que representa el cambio en el tiempo.

## 0.2 Ejercicio 2

```
In [12]: load("data/crime4.RData")
         crime <- data
         rm('data')
         mod_crime <- lm(data=crime, crmrte~d82+d83+d84+d85+d86+d87
                        +lprbarr+lprbconv+lprbpris+lavgscen+lpolpc)

         crime_pan <- pdata.frame(crime, index = c("county", "year"))

         mod_crime_fd <- plm(data=crime_pan,
                           lcrmrte~d82+d83+d84+d85+d86+d87
                           +lprbarr+lprbconv+lprbpris+lavgscen+lpolpc,
                           model = "fd")

         mod_crime_EF <- plm(data=crime_pan,
                           lcrmrte~d82+d83+d84+d85+d86+d87
                           +lprbarr+lprbconv+lprbpris+lavgscen+lpolpc,
                           model = "within")

         stargazer(mod_crime, mod_crime_fd, mod_crime_EF, header = FALSE, type = 'text')
```

=====			
Dependent variable:			
	crmrte OLS	lcrmrte panel linear	
	(1)	(2)	(3)
-----			
d82	0.001 (0.002)	0.008 (0.017)	0.013 (0.022)
d83	-0.001 (0.002)	-0.084*** (0.023)	-0.079*** (0.021)
d84	-0.003 (0.002)	-0.125*** (0.029)	-0.118*** (0.022)
d85	-0.002 (0.002)	-0.122*** (0.033)	-0.112*** (0.022)
d86	0.0004 (0.002)	-0.086** (0.037)	-0.082*** (0.021)
d87	-0.001 (0.002)	-0.038 (0.040)	-0.040* (0.021)
lprbarr	-0.021*** (0.001)	-0.327*** (0.030)	-0.360*** (0.032)
lprbconv	-0.015*** (0.001)	-0.238*** (0.018)	-0.286*** (0.021)
lprbpris	0.007*** (0.002)	-0.165*** (0.026)	-0.183*** (0.032)
lavgsen	0.0003 (0.002)	-0.022 (0.022)	-0.004 (0.026)
lpolpc	0.017*** (0.001)	0.398*** (0.027)	0.424*** (0.026)
Constant	0.108*** (0.008)		
-----			
Observations	630	540	630
R2	0.553	0.433	0.434
Adjusted R2	0.545	0.422	0.327

Residual Std. Error      0.012 (df = 618)  
F Statistic              69.431\*\*\* (df = 11; 618) 40.318\*\*\* (df = 10; 529) 36.911\*\*\* (df = 11; 529)  
=====

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

- i) En el tema de las magnitudes son realmente similares además que los signos de todos los parametros son iguales, no hay cambios de dirección, sin embargo en el modelo de Efectos Fijos, todas las desviaciones estándar son menores, provocando una mayor significatividad, claro ejemplo el parametro *d87* que de no ser significativa, aumento a significativo al 10%

```
In [14]: mod2_crime_EF <- plm(data=crime_pan,
                             lcrmrte~d82+d83+d84+d85+d86+d87
                             +lprbarr+lprbconv+lprbpris+lavgsgen+lpolpc
                             +lwcon+lwtrd+lwtrd+lwfir+lwser+lwmfg+lwfed
                             +lwsta+lwloc,model = "within")
summary(mod2_crime_EF)$coefficients
linearHypothesis(mod2_crime_EF, c("lwcon","lwtrd","lwtrd","lwfir","lwser","lwmfg",
                                   ,"lwfed","lwsta","lwloc"))
```

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
d82	0.0188914665	0.02512435	0.751918496	4.524403e-01
d83	-0.0552859694	0.03302871	-1.673876233	9.475627e-02
d84	-0.0615162499	0.04108050	-1.497456260	1.348813e-01
d85	-0.0397115333	0.05616351	-0.707070007	4.798397e-01
d86	-0.0001132832	0.06801243	-0.001665625	9.986717e-01
d87	0.0537041735	0.07989535	0.672181481	5.017667e-01
lprbarr	-0.3563515345	0.03215909	-11.080896512	9.189439e-26
lprbconv	-0.2859539341	0.02105128	-13.583686495	3.479387e-36
lprbpris	-0.1751354754	0.03234035	-5.415386493	9.360218e-08
lavgsgen	-0.0028739388	0.02621081	-0.109647097	9.127316e-01
lpolpc	0.4229000244	0.02639421	16.022453251	2.983389e-47
lwcon	-0.0345448030	0.03916160	-0.882109091	3.781254e-01
lwtrd	0.0459747174	0.01903400	2.415399902	1.606176e-02
lwtrd	-0.0201766348	0.04060728	-0.496872318	6.194891e-01
lwfir	-0.0035445316	0.02833305	-0.125102372	9.004909e-01
lwser	0.0101264483	0.01919154	0.527651616	5.979662e-01
lwmfg	-0.3005690919	0.10940682	-2.747260901	6.218050e-03
lwfed	-0.3331226360	0.17644804	-1.887936198	5.959101e-02
lwsta	0.0215208698	0.11306485	0.190340947	8.491163e-01
lwloc	0.1810214600	0.11806435	1.533244074	1.258239e-01
Res.Df	Df	Chisq	Pr(>Chisq)	
529	NA	NA	NA	
520	9	22.26493	0.008076202	

- ii) los cambios en las magnitudes y las desviaciones de los errores es minima, no hay cambio sustanciales al agregar las variables de *wage*, sin embargo al hacer

una prueba de significatividad conjunta, la prueba señala que al menos una de los parámetros de *wage* es estadísticamente diferente a 0

```
In [15]: linearHypothesis(mod2_crime_EF, c("lwtuc", "lwser", "lwsta", "lwloc"))
```

Res.Df	Df	Chisq	Pr(>Chisq)
524	NA	NA	NA
520	4	8.80737	0.06609885

- iii) Las variables de *wage* que tienen signo diferente al esperado, son conjuntamente no significativa, lo que podría considerarse que el efecto que muestran no es relevante ni considerable.

*lwtuc*0.046 *lwser*0.010 *lwsta*0.022 *lwloc*0.181

### 0.3 Ejercicio 3

```
In [2]: load("data/jtrain.RData")
```

```
jtrain <- data
rm("data")
```

```
jtrain.pan <- pdata.frame(jtrain, index = c("fcode", "year"))
```

```
mod_jtrain_FD <- plm(data=jtrain.pan, hrsemp ~ d88 + d89 + grant + grant_1 + lemploy, model = "fd")
```

```
summary(mod_jtrain_FD)$coefficients
```

```
mod_jtrain_EF <- plm(data=jtrain.pan, hrsemp ~ d88 + d89 + grant + grant_1 + lemploy, model = "within")
```

```
summary(mod_jtrain_EF)$coefficients
```

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>  t )
d88	-0.7582789	1.918540	-0.39523743	6.930047e-01
d89	4.0344932	3.182075	1.26788111	2.060200e-01
grant	32.3537392	2.880010	11.23389709	5.642261e-24
grant_1	1.1740739	5.171118	0.22704448	8.205747e-01
lemploy	0.3490795	4.700460	0.07426495	9.408590e-01
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>  t )
d88	-1.0986778	1.983157	-0.55400432	5.800711e-01
d89	4.0900486	2.481125	1.64846533	1.005133e-01
grant	34.2281786	2.858438	11.97443256	2.035784e-26
grant_1	0.5040804	4.127325	0.12213246	9.028922e-01
lemploy	-0.1762661	4.287935	-0.04110747	9.672430e-01

- i) Fueron 135 Firmas las utilizadas y con 390 observaciones en total, deberían ser 405 observaciones pero debido a que en el panel faltan datos, solo quedan 390 obs
- ii) *grant* – > 34.228 es significativo al cualquier nivel de significatividad, a lo que hace representación que al recibir el subsidio, en promedio, capacito a sus trabajadores 34.23 horas más que lo normal
- iii) si, debido a que si capacito a su personal un año atrás con el subsidio, ese subsidio no afecta en la capacitación en el año corriente
- iv) al existir un aumento del 10% en la cantidad de empleados quisiera decir que habría un aumento mínimo en las horas de capacitación de empleados por .018 horas, sería al rededor de un minnuto más.

## 0.4 Ejercicio 4

i) Al tener la ecuación original y la ecuación rezagadas:

$$\log(uclms_{it}) = a_i + c_{it} + \beta_1 ez_{it} + u_{it}$$

$$\log(uclms_{it-1}) = a_i + c_{it-1} + \beta_1 ez_{it-1} + u_{it-1}$$

Se realiza la diferenciación a lo que quedaría.

$$\Delta \log(uclms_{it}) = c_i + \Delta \beta_1 ez_{it} + u_{it} \text{ para } T > 2$$

```
In [16]: load("data/ezunem.RData")
ezunem <- data
rm('data')
ezunem.pan <- pdata.frame(ezunem, index = c("city", "year"))
mod_ezunem_EF <- plm(guclms ~ cez, data = ezunem.pan, model = 'within')
summary(mod_ezunem_EF)
```

Oneway (individual) effect Within Model

Call:

```
plm(formula = guclms ~ cez, data = ezunem.pan, model = "within")
```

Balanced Panel: n = 22, T = 8, N = 176

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
-0.630309	-0.217895	-0.063858	0.172355	0.978439

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
cez	-0.25117	0.12121	-2.0722	0.03993 *

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 20.221

Residual Sum of Squares: 19.669

R-Squared: 0.027298

Adj. R-Squared: -0.11257

F-statistic: 4.29386 on 1 and 153 DF, p-value: 0.039928

- ii) a diferencia del ejemplo 13.8 que *ez* tiene un coeficiente de  $-1.82 SE(.078)$  siendo significativo, al estimar por efectos fijos la ecuación en diferencias, no da un *cez* con coeficiente de  $-0.25117 SE(0.121)$ , a lo que es significativo al 1%, el cambio en la magnitud es muy amplio, sin embargo en el primer modelo sobre estima debido a la inclusión de los efectos fijos.

```
In [17]: modfull_ezunem_EF <- plm(guclms ~ cez + d81 + d82 + d83 + d84 + d85 + d86 + d87
+ c1 + c2 + c3 + c4 + c5 + c6 + c7 + c8 + c9 + c10 + c11 + c12
+ c13 + c14 + c15 + c16 + c17 + c18 + c19 + c20 + c21 + c22,
```

```

                                data=ezunem.pan, model = 'within')
summary(modfull_ezunem_EF)

Oneway (individual) effect Within Model

Call:
plm(formula = guclms ~ cez + d81 + d82 + d83 + d84 + d85 + d86 +
      d87 + c1 + c2 + c3 + c4 + c5 + c6 + c7 + c8 + c9 + c10 +
      c11 + c12 + c13 + c14 + c15 + c16 + c17 + c18 + c19 + c20 +
      c21 + c22, data = ezunem.pan, model = "within")

Balanced Panel: n = 22, T = 8, N = 176

Residuals:
      Min.      1st Qu.      Median      3rd Qu.      Max.
-0.4240391 -0.1566907 -0.0080053  0.1472293  0.6747333

Coefficients:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
cez -0.1919402  0.0849908 -2.2584  0.02541 *
d81  0.0170526  0.0675787  0.2523  0.80114
d82  0.7958121  0.0675787 11.7761 < 2.2e-16 ***
d83 -0.0160666  0.0675787 -0.2377  0.81241
d84  0.0026587  0.0714434  0.0372  0.97037
d85  0.3419631  0.0693230  4.9329 2.179e-06 ***
d86  0.3092065  0.0675787  4.5755 1.007e-05 ***
d87  0.0710007  0.0675787  1.0506  0.29516
---
Signif. codes:  0 *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1 1

Total Sum of Squares:    20.221
Residual Sum of Squares: 7.3344
R-Squared:               0.63728
Adj. R-Squared: 0.56523
F-statistic: 32.0644 on 8 and 146 DF, p-value: < 2.22e-16

```

iii) *cez* cambio al rededor de  $-.251a - .192$  al rededor de 59 centésimas. siendo significativo al 1%

## 0.5 Ejercicio 5

i)Basandose en la vida real, considero que dependendiento al sector economico en el que se encuentre trabajador, el trato, fuerza, la cantidad de afiliados y relevancia de los sindicatos es distinta, a lo que podría estarase sobre estimado el parametro de *union*, además que que los sueldos considero que tambien dependen de la ocupación en la que se encuentran siendo esto un factor importante de explicación del Salario.

- ii) seria necesario que variara un poco ya que al hacer el proceso y quitar la media, la media seria igual al dato observado, lo que perderia la variable al igual que las variables fijas en e tiempo como años sexo consición etc.

```
In [22]: load("data/wagepan.RData")
         wage <- data
         rm('data')
         wage.pan <- pdata.frame(wage, index = c ("nr", "year"))

         mod1_wage_EF <- plm(lwage~black+hisp+exper+expersq+married
                             +union
                             ,data=wage.pan,model = "within")

         mod2_wage_EF <- plm(lwage~black+hisp+exper+expersq+married
                             +union+occ2+occ3+occ4+occ5+occ6+occ7+occ8+occ9
                             ,data=wage.pan,model = "within")

         stargazer(mod1_wage_EF, mod2_wage_EF, header = FALSE, type = 'text')
```

```
=====
Dependent variable:
-----
                    lwage
                    (1)      (2)
-----
```

exper	0.117*** (0.008)	0.115*** (0.009)
expersq	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
married	0.045** (0.018)	0.045** (0.018)
union	0.082*** (0.019)	0.083*** (0.019)
occ2		-0.012 (0.032)
occ3		-0.062 (0.038)
occ4		-0.080*** (0.031)



occ5	-0.029 (0.030)
occ6	-0.028 (0.031)
occ7	-0.039 (0.034)
occ8	-0.058 (0.066)
occ9	-0.045 (0.034)

```
-----
Observations      4,360                4,360
R2                0.178                0.180
Adjusted R2       0.060                0.060
F Statistic    206.375*** (df = 4; 3811) 69.657*** (df = 12; 3803)
=====
Note:                *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
```

iii) La magnitud del coeficiente disminuyó, de .082 a .083 lo que son .001 centésimas a lo que no ha realizado un cambio significativo y la significación se mantuvo.

## 0.6 Ejercicio 6

```
In [188]: mod3_wage_EF<- plm(lwage~black+hisp+exper+expersq+married
                             +union+(union*year)+occ2+occ3+occ4+occ5+occ6+occ7+
                             ,data=wage.pan,model = "within")
mod4_wage_RE<- plm(lwage~black+hisp+exper+expersq+married
                   +union+(union*year)+occ2+occ3+occ4+occ5+occ6+occ7+occ8+occ9
                   ,data=wage.pan,model = "random" )
stargazer(mod3_wage_EF, mod4_wage_RE, header = FALSE, type = 'text')
```

```
=====
Dependent variable:
-----
                lwage
(1)                (2)
-----
black                -0.134***
                    (0.048)
```

hisp		-0.031 (0.042)
exper	0.134*** (0.010)	0.052*** (0.014)
expersq	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
married	0.045** (0.018)	0.069*** (0.017)
union	0.151*** (0.038)	0.183*** (0.038)
year1981	0.029 (0.024)	0.102*** (0.027)
year1982	-0.003 (0.023)	0.145*** (0.033)
year1983	-0.029 (0.023)	0.193*** (0.040)
year1984	-0.038* (0.023)	0.260*** (0.048)
year1985	-0.052** (0.023)	0.323*** (0.055)
year1986	-0.027 (0.023)	0.422*** (0.063)
year1987		0.522*** (0.071)
occ2	-0.017 (0.032)	-0.032 (0.031)
occ3	-0.063* (0.038)	-0.075** (0.036)
occ4	-0.081*** (0.031)	-0.108*** (0.030)
occ5	-0.031 (0.030)	-0.062** (0.028)

occ6	-0.031 (0.031)	-0.075*** (0.029)
occ7	-0.041 (0.034)	-0.099*** (0.032)
occ8	-0.058 (0.066)	-0.163*** (0.063)
occ9	-0.045 (0.034)	-0.127*** (0.032)
union:year1981	-0.049 (0.051)	-0.046 (0.051)
union:year1982	-0.061 (0.051)	-0.060 (0.051)
union:year1983	-0.094* (0.051)	-0.085* (0.051)
union:year1984	-0.067 (0.051)	-0.066 (0.051)
union:year1985	-0.054 (0.052)	-0.047 (0.053)
union:year1986	-0.130** (0.053)	-0.124** (0.053)
union:year1987	-0.132*** (0.051)	-0.133*** (0.051)
Constant		1.334*** (0.047)

```

-----
Observations      4,360                4,360
R2                0.185                0.173
Adjusted R2       0.062                0.168
F Statistic      34.369*** (df = 25; 3790) 32.424*** (df = 28; 4331)
=====

```

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

- i) sigue considerandose que el estar sindicalizado aporta a tu salario de forma positiva, tanto en el modelo por efectos fijos y por efectos aleatorios, se considera estadisticamnte distinto a 0 y con una magnitud positiva

## 0.7 Ejercicio 10

```
In [184]: library(stats)
          library(car)
          library(plm)
          load("data/airfare.RData")
          air <- data
          rm('data')
          air.pan <- pdata.frame(air, index = c("id", "year"))
          mod1_air <- lm(data=air, lfare~y98+y99+y00+concen+ldist+ldistsq)
          mod1_air_P <- plm(data = air.pan, lfare~y98+y99+y00+concen+ldist+ldistsq, model = "pool")
          summary(mod1_air_P)$coefficient
```

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )
(Intercept)	6.20925757	0.420624693	14.761990	3.236878e-48
y98	0.02112437	0.014041934	1.504378	1.325529e-01
y99	0.03784958	0.014041261	2.695597	7.051885e-03
y00	0.09986997	0.014043240	7.111605	1.324352e-12
concen	0.36012033	0.030069066	11.976439	1.437524e-32
ldist	-0.90160039	0.128273029	-7.028760	2.390497e-12
ldistsq	0.10301961	0.009725522	10.592708	6.402796e-26

- i) si aumenta 1n 10% *concen* entonces sería  $.360 * .10 = .036$ , entonces la tarifa aumentara en 3.6%

```
In [69]: coeftest(mod1_air_P, .vcov = vcovHAC)
```

t test of coefficients:

```

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  6.2092576  0.4206247 14.7620 < 2.2e-16 ***
y98          0.0211244  0.0140419  1.5044  0.132553
y99          0.0378496  0.0140413  2.6956  0.007052 **
y00          0.0998700  0.0140432  7.1116  1.324e-12 ***
concen       0.3601203  0.0300691 11.9764 < 2.2e-16 ***
ldist       -0.9016004  0.1282730 -7.0288  2.390e-12 ***
ldistsq      0.1030196  0.0097255 10.5927 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1 1
```

- ii) IC al 95% es .3012 a .4188, sin embargo lo que esta pasando aqui es que debido al modelo agrupado o agregado, no se a eliminado la precencia de los errores compuesto y esta bajo el supueto que  $v_{it}$  no esta correlacionado en el Tiempo, a lo que los errores robustos que corriguen autocorrelación y heteroscedasticidad, deberian tener errores estandar distintos, sin ebargo no presentan diferencia.

iii) este parametro lo que esta haciendo mención es que hay un crecimiento en las tarifas cuando la distancia crece y al ver el signo esto dice que tiene una pendiente positiva.

$$(d\log(fare))/(d\log(dist)) = -.901 + 2(.103)\log(dist)$$

$$(d\log(fare))/(d\log(dist)) = 0$$

$$\log(dist)(d.901)/(d2(.103)) = 4.37$$

$$\exp(4.37) = 79.04$$

A lo que el punto de inflexión es 79.04, a lo que la distancia mínima de las observaciones es 95, entonces el mínimo valor está por encima del punto de inflexión a lo que se toma una cuadrática en forma de U, partiendo del lado positivo

```
In [75]: mod1_air_RE <- plm(data = air.pan,lfare~y98+y99+y00+concen+ldist+ldistsq, model = "rand
stargazer(mod1_air_P, mod1_air_RE, header = FALSE, type = 'text')
```

=====		
	Dependent variable:	
	-----	
	lfare	
	(1)	(2)
-----		
y98	0.021 (0.014)	0.022*** (0.004)
y99	0.038*** (0.014)	0.037*** (0.004)
y00	0.100*** (0.014)	0.098*** (0.004)
concen	0.360*** (0.030)	0.209*** (0.027)
ldist	-0.902*** (0.128)	-0.852*** (0.246)
ldistsq	0.103*** (0.010)	0.097*** (0.019)
Constant	6.209*** (0.421)	6.222*** (0.810)
-----		
Observations	4,596	4,596
R2	0.406	0.229
Adjusted R2	0.405	0.228
F Statistic (df = 6; 4589)	523.175***	226.737***

```
=====
Note:                                *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
```

iv) Disminuyo su magnitud debido al tratamiento de los errores compuesto que sobre estimaban el efecto a lo que disminuyo 173 centecimas pero su siignificatividad se mantuvo.

```
In [ ]: mod1_air_EF <- plm(data = air.pan,lfare~y98+y99+y00+concen+ldist+ldistsq, model = "within",
  stargazer(mod1_air_P, mod1_air_RE, mod1_air_EF, header = FALSE, type = 'text')
```

v) Los cambios en comparación de RE y EF es minima tanto en Coeficientes y errores estandar, sin embargo en EF, se pierden las vatiabes constantes, Bajo Efectos Fijos Concen tiene una magnitud de .169 a lo que en base de los tres modelos, es el que tiene menor magnitud pero al igual que todos tienen significatividad distinta de 0. Ademas la teta estiimada en Efectos Aleatorios es de theta: 0.8355 a lo que la estimacion por FE y RE no es muy distinta, debido a que se ace una cuasidiferencia con theta.

iv) En primera puede ser la condición de los caminos al aeropuerto, es decir tanto el trazo como la calidad del camino, es decir que dependiendo a las condiciones de los caminos aumenta o disminuye la demanda de vuelos, tambien puede ser que las codiciones d elos poblados cercanos, es decir la actividad economica principal de la region, por decir si hay una gran extensión de personas dedicadas al campo o si las zonas son muy urbanizadas, podrian variar. y si es posible que este correlacionado con a\_i debido a que seria una caracteriztica un tanto espacial.

vii) Considero que sería por efectos fijos, primeramente por el tema de la subestimación o sobre estimación, que es preferible medir un poco menos, que exagerar el efecto, además así me permite eliminar efectos individuales y que son fijos en el tiempo.

## 0.8 Ejercicio 14

i) el máximo es .6214 en 1998 y el mínimo .6015 en el 2000

```
In [204]: load("data/airfare.RData")
airfare <- data
concenbar <- airfare%>%
group_by(year)%>%
dplyr::summarize(Mean=
                    mean(concen,na.rm=TRUE))
concenbar
```

year	Mean
1997	0.6125431
1998	0.6214753
1999	0.6048692
2000	0.6015722

```
In [209]: airfare <- data
airfare <- airfare%>%
```

```

group_by(year)%>%mutate(concenbar=
                        mean(concen,na.rm=TRUE))
air.pan <- pdata.frame(airfare,index = c("id","year"))
mod_airfare_RE <- plm(data=air.pan, lfare~y98+y99+y00+concen
                      +ldist+ldistsq+concenbar, model = "random")
mod1_air_FE <- plm(data = air.pan,lfare~y98+y99+y00+concen+ldist+ldistsq, model = "wit

stargazer(mod_airfare_RE, mod1_air_FE, header = FALSE, type = 'text')

```

Dependent variable:		
	lfare	
	(1)	(2)
y98	0.022*** (0.004)	0.023*** (0.004)
y99	0.037*** (0.004)	0.036*** (0.004)
y00	0.098*** (0.004)	0.098*** (0.004)
concen	0.209*** (0.027)	0.169*** (0.029)
ldist	-0.852*** (0.246)	
ldistsq	0.097*** (0.019)	
Constant	6.222*** (0.810)	
Observations	4,596	4,596
R2	0.229	0.135
Adjusted R2	0.228	-0.154
F Statistic	226.737*** (df = 6; 4589)	134.611*** (df = 4; 3443)
Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

ii) no, no es identico, amenos que al 95% de confianza, se muestra que para efectos aleatorios es IC=.156 - .262, y para efectos fijos IC=.112 - .226, a lo que los valores se pueden encontrar

```
In [210]: mod2_airfare_RE <- plm(data=air.pan, lfare~y98+y99+y00+concen+concenbar, model = "random",
summary(mod2_airfare_RE)
```

Oneway (individual) effect Random Effect Model  
(Swamy-Arora's transformation)

Call:

```
plm(formula = lfare ~ y98 + y99 + y00 + concen + concenbar, data = air.pan,
model = "random")
```

Balanced Panel: n = 1149, T = 4, N = 4596

Effects:

```
var std.dev share
idiosyncratic 0.01134 0.10651 0.063
individual    0.16763 0.40943 0.937
theta: 0.871
```

Residuals:

```
Min.      1st Qu.      Median      3rd Qu.      Max.
-0.8891433 -0.0626575  0.0016191  0.0634094  0.8502390
```

Coefficients: (1 dropped because of singularities)

```
Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept) 5.0280859 0.0208230 241.4682 < 2.2e-16 ***
y98          0.0239229 0.0044979  5.3186 1.095e-07 ***
y99          0.0354453 0.0044962  7.8833 3.953e-15 ***
y00          0.0964328 0.0045012 21.4236 < 2.2e-16 ***
concen       0.0468181 0.0270464  1.7310 0.08351 .
---
```

Signif. codes: 0 \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05 . 0.1 1

Total Sum of Squares: 58.977

Residual Sum of Squares: 53.207

R-Squared: 0.097823

Adj. R-Squared: 0.097037

F-statistic: 124.45 on 4 and 4591 DF, p-value: < 2.22e-16

iii) se nota una disminución considerable en el termino de concen al rededor de 163 milesimas, un 78% bajo el mismo modelo de efectos aleatorios

## 0.9 Ejercicio 15

i)Agregar las variables de ejecuciones con rezago, es considerable porque es posible que las ejeuciones de los años pasados tengan un efecto lento y además esperando sea reductorio, puesto que manteniendo esa misma actividad vaya produciendo cada vez menos asesinatos, es decir que al asesino al ver que esta politica persiste contenga más sus actos delictivos



```
In [115]: county <- read.csv("data/countymurders.csv")
county.pan <- pdata.frame(county,index = c("countyid","year"))
mod1_county <- plm(data=county.pan,
                    murdrate~year+execs+I(lag(execs))
                    +I(lag(lag(execs)))+I(lag(lag(lag(execs))))+percblack
                    +percmale+perc1019+perc2029, model = "pooling")
summary(mod1_county)
```

Pooling Model

Call:

```
plm(formula = murdrate ~ year + execs + I(lag(execs)) + I(lag(lag(execs))) +
    I(lag(lag(lag(execs)))) + percblack + percmale + perc1019 +
    perc2029, data = county.pan, model = "pooling")
```

Unbalanced Panel: n = 2197, T = 14-17, N = 37346

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
-1.93975	-0.36142	-0.24401	0.17691	39.42593

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t )	
(Intercept)	0.52338863	0.11887338	4.4029	1.071e-05	***
year1981	-0.05083065	0.02435803	-2.0868	0.0369118	*
year1982	-0.03705987	0.02442398	-1.5174	0.1291853	
year1983	-0.11752952	0.02452407	-4.7924	1.654e-06	***
year1984	-0.14856657	0.02467811	-6.0202	1.758e-09	***
year1985	-0.12104075	0.02481518	-4.8777	1.078e-06	***
year1986	-0.15199382	0.02494459	-6.0933	1.117e-09	***
year1987	-0.14118676	0.02503371	-5.6399	1.714e-08	***
year1988	-0.15128276	0.02511232	-6.0242	1.715e-09	***
year1989	-0.17153404	0.02520843	-6.8046	1.028e-11	***
year1990	-0.12480564	0.02532427	-4.9283	8.330e-07	***
year1991	-0.14881466	0.02543782	-5.8501	4.953e-09	***
year1992	-0.14723132	0.02556919	-5.7582	8.570e-09	***
year1993	-0.18006938	0.03268216	-5.5097	3.618e-08	***
year1994	-0.19079028	0.03287453	-5.8036	6.543e-09	***
year1995	-0.24710643	0.03306781	-7.4727	8.027e-14	***
year1996	-0.25492208	0.03319014	-7.6807	1.621e-14	***
execs	0.14971798	0.04151228	3.6066	0.0003106	***
I(lag(execs))	0.12371317	0.04348985	2.8446	0.0044485	**
I(lag(lag(execs)))	0.02262770	0.04348155	0.5204	0.6027894	
I(lag(lag(lag(execs))))	0.10165314	0.04148557	2.4503	0.0142773	*
percblack	0.02013731	0.00033642	59.8571	< 2.2e-16	***
percmale	0.00198359	0.00258851	0.7663	0.4434989	
perc1019	-0.00730623	0.00242832	-3.0088	0.0026249	**
perc2029	-0.00049992	0.00133177	-0.3754	0.7073787	

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    27050
Residual Sum of Squares: 24255
R-Squared:              0.10332
Adj. R-Squared: 0.10274
F-statistic: 179.178 on 24 and 37321 DF, p-value: < 2.22e-16

```

- ii) no, muestran lo contrario, a lo que tanto en el presente y sus rezagos son significativos a excepción del segundo rezago, a lo que el efecto fijo prodria estar jugando una tema importante en la estimación, lo que podría ser la manera en que cada ciudad realiza las ejecuciones, otro podría ser el sistema de enjuiciado de la persona para cada ciudad, si es mas tolerantes o no.

```

In [119]: mod1_county_EF <- plm(data=county.pan,
                                murdrate~execs+I(lag(execs))
                                +I(lag(lag(execs)))+I(lag(lag(lag(execs))))+percblack
                                +percmale+perc1019+perc2029, model = "within")
                                stargazer(mod1_county, mod1_county_EF, header = FALSE, type = 'text')

```

=====		
	Dependent variable:	
	-----	
	murdrate	
	(1)	(2)
-----		
year1981	-0.051**	
	(0.024)	
year1982	-0.037	
	(0.024)	
year1983	-0.118***	
	(0.025)	
year1984	-0.149***	
	(0.025)	
year1985	-0.121***	
	(0.025)	
year1986	-0.152***	
	(0.025)	
year1987	-0.141***	

	(0.025)	
year1988	-0.151*** (0.025)	
year1989	-0.172*** (0.025)	
year1990	-0.125*** (0.025)	
year1991	-0.149*** (0.025)	
year1992	-0.147*** (0.026)	
year1993	-0.180*** (0.033)	
year1994	-0.191*** (0.033)	
year1995	-0.247*** (0.033)	
year1996	-0.255*** (0.033)	
execs	0.150*** (0.042)	-0.042 (0.040)
I(lag(execs))	0.124*** (0.043)	-0.017 (0.041)
I(lag(lag(execs)))	0.023 (0.043)	-0.058 (0.040)
I(lag(lag(lag(execs))))	0.102** (0.041)	0.010 (0.039)
percblack	0.020*** (0.0003)	0.039*** (0.007)
percmale	0.002 (0.003)	-0.005*** (0.002)
perc1019	-0.007***	0.011***

	(0.002)	(0.004)
perc2029	-0.0005 (0.001)	0.014*** (0.003)
Constant	0.523*** (0.119)	
-----		
Observations	37,346	37,346
R2	0.103	0.004
Adjusted R2	0.103	-0.058
F Statistic	179.178*** (df = 24; 37321)	18.644*** (df = 8; 35141)
=====		
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

- iii) efectivamente los estimadores cambian de magnitud y de signo, haciendo referencia a que las ejecuciones son efectivas para reducir los asesinatos, sin embargo estadísticamente no son distinto de 0 a lo que pierde cualquier significatividad dando pie a que en realidad las ejecuciones no son relevantes a la disminución de los asesinatos.