

# Econometria Aplicada

## Clase 4

### Modelos Data Panel

Edinson Tolentino

email: [edinson.tolentino@gmail.com](mailto:edinson.tolentino@gmail.com)

Twitter: [@edutoleraymondi](https://twitter.com/edutoleraymondi)

Educate Peru

29 de marzo de 2024

Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

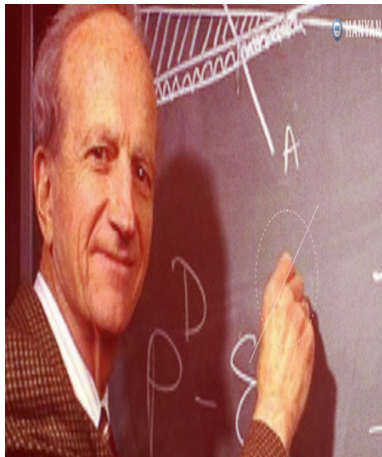
## Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4



- ▶ El estudio de Becker sobre la economía del crimen y el castigo en 1968 influyó en el diseño de la política de justicia penal en los Estados Unidos.
- ▶ Este estudio situó al criminal dentro de un marco de economía racional sopesando los beneficios y costos esperados de cometer un crimen.
- ▶ Su trabajo enfatizó el papel de los “incentivos” para influir en el comportamiento delictivo.
- ▶ Estos **incentivos** se centraron en la probabilidad de ser atrapado (por ejemplo, las tasas de detección policial) y el castigo posterior impuesto (por ejemplo, la duración de la pena privativa de libertad).

- ▶ Gary Becker (1930 - 2014)
- ▶ University of Chicago
- ▶ Nobel Prize in Economics (1992)

Variable Name	Variable Description
b	The number of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
lb	The natural logarithm of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
cburg	The percentage of recorded burglary offences solved by the police in the police force area.
sburg	The average sentence length for burglary in the police force area measured in months.
ur	The male unemployment rate expressed in percentages for the police force area.
yr1 – yr12	A set of 12 time dummies, one for each year of the data.
pfa	The identifier variable for the police force area in England & Wales.
year	The identifier variable for the year.

- ▶ El presente seminario utiliza la información **BD4.dta**
- ▶ Esta información contiene información para **42 oficina de policias** en Inglaterra y Gales (se excluye la información de Londres).
- ▶ El periodo de análisis de tiempo es de **12 años**, entre 1980 hasta 1991

Variable Name	Variable Description
b	The number of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
lb	The natural logarithm of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
cburg	The percentage of recorded burglary offences solved by the police in the police force area.
sburg	The average sentence length for burglary in the police force area measured in months.
ur	The male unemployment rate expressed in percentages for the police force area.
yr1 – yr12	A set of 12 time dummies, one for each year of the data.
pfa	The identifier variable for the police force area in England & Wales.
year	The identifier variable for the year.

- ▶ El presente seminario utiliza la información **BD4.dta**
- ▶ Esta información contiene información para **42 oficina de policias** en Inglaterra y Gales (se excluye la información de Londres).
- ▶ El periodo de análisis de tiempo es de **12 años**, entre 1980 hasta 1991

Variable Name	Variable Description
b	The number of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
lb	The natural logarithm of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
cburg	The percentage of recorded burglary offences solved by the police in the police force area.
sburg	The average sentence length for burglary in the police force area measured in months.
ur	The male unemployment rate expressed in percentages for the police force area.
yr1 – yr12	A set of 12 time dummies, one for each year of the data.
pfa	The identifier variable for the police force area in England & Wales.
year	The identifier variable for the year.

- ▶ El presente seminario utiliza la información **BD4.dta**
- ▶ Esta información contiene información para **42 oficina de policias** en Inglaterra y Gales (se excluye la información de Londres).
- ▶ El periodo de análisis de tiempo es de **12 años**, entre 1980 hasta 1991

Variable Name	Variable Description
b	The number of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
lb	The natural logarithm of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
cburg	The percentage of recorded burglary offences solved by the police in the police force area.
sburg	The average sentence length for burglary in the police force area measured in months.
ur	The male unemployment rate expressed in percentages for the police force area.
yr1 – yr12	A set of 12 time dummies, one for each year of the data.
pfa	The identifier variable for the police force area in England & Wales.
year	The identifier variable for the year.

- ▶ El presente seminario utiliza la información **BD4.dta**
- ▶ Esta información contiene información para **42 oficina de policias** en Inglaterra y Gales (se excluye la información de Londres).
- ▶ El periodo de análisis de tiempo es de **12 años**, entre 1980 hasta 1991



Variable Name	Variable Description
b	The number of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
lb	The natural logarithm of burglaries per 1,000 of the police force area's resident population.
cburg	The percentage of recorded burglary offences solved by the police in the police force area.
sburg	The average sentence length for burglary in the police force area measured in months.
ur	The male unemployment rate expressed in percentages for the police force area.
yr1 – yr12	A set of 12 time dummies, one for each year of the data.
pfa	The identifier variable for the police force area in England & Wales.
year	The identifier variable for the year.

- ▶ El presente seminario utiliza la información **BD4.dta**
- ▶ Esta información contiene información para **42 oficina de policias** en Inglaterra y Gales (se excluye la información de Londres).
- ▶ El periodo de análisis de tiempo es de **12 años**, entre 1980 hasta 1991

**P-1** : Interprete los estadísticos para las variables  $b$ ,  $cburg$ ,  $sburg$  y  $ur$ .  
Ademas: ¿Qué tipo de conjunto de datos de panel es este?

Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

**Cuadro:** Estadísticas descriptivas

	pfa	Promedio	Mediana	Min.	Max.	Std
b	504	14.98	12.77	4.12	46.14	7
cburg	504	31.24	31.50	8.00	61.00	9
sburg	504	10.55	10.30	5.20	17.40	2
ur	504	11.32	10.75	1.80	26.10	5

Fuente: Exercise 1.  
Elaboracion: Autor

- ▶ La tasa de robos con allanamiento de morada promedia cerca de 15 por cada 1,000 habitantes del área de la fuerza policial.
- ▶ La tasa de apelaciones fue, en promedio, 31,2 % y la duración media de la sentencia fue de 10,5 meses.
- ▶ La tasa de desempleo masculina promedio durante este período fue del 11,3 %. Para todas las variables, existe una variación adecuada tanto en el tiempo ( $T = 12$ ) como en las unidades transversales ( $N = 42$ ).

- ▶ **¿Qué tipo de información es el panel?**
- ▶ Los datos provienen de 42 áreas de fuerzas policiales en Inglaterra y Gales durante 12 años (1980 a 1991).
- ▶ Hay  $12 \times 42 = 504$  observaciones en el conjunto de datos.
- ▶ Así que este es un conjunto de datos de panel equilibrado (Strong Panel) .

Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

P-2 : Estime el modelo de regresión [1] utilizando tanto el LSDV como los procedimientos de transformación **within**:

$$lb_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 cburg_{i,t-1} + \beta_2 sburg_{i,t-1} + \beta_3 ur_{i,t} + \sum_{j=3}^{12} \delta_j yr_{ji,t} + \mu_{i,t}$$

- ▶ ¿Por qué se utilizó un estimador de efectos fijos en este caso? Compare los resultados de las variables explicativas distintas de las variables ficticias de tiempo.
- ▶ ¿Qué concluyes? Interprete las estimaciones de las variables de la tasa de disuasión y de desempleo utilizando las estimaciones basadas en el procedimiento **within**.
- ▶ ¿Por qué cree que aquí se utilizaron valores rezagados para las dos variables de disuasión?

- **Modelo de Efectos Fijos:** El uso de variables ficticias de tiempo (año) hace que la suposición de la independencia de los errores idiosincrásicos (es decir,  $\mu_{i,t}$ ) en el área de la fuerza policial sea más plausible.

Modelo de Efectos Fijos para la fuerza policial (oficina policial) en el area  $i$

$$lb_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 cburg_{i,t-1} + \beta_2 sburg_{i,t-1} + \beta_3 ur_{i,t} + \sum_{j=3}^{12} \delta_j yr_{j,t} + \mu_{i,t}$$

- ¿Por qué usar rezagos?
- Porque las tasas de condenas contemporáneas y la duración de las sentencias pueden estar determinadas por la actividad delictiva contemporánea (correlación a la vista).



- ▶ Los efectos fijos capturan **factores no observables u omitidos** que pueden influir en la actividad de robo, y se supone que son fijos en el tiempo pero que varían en las áreas de la fuerza policial.
- ▶ Ejemplos:
  - ▶ Pobreza, desigualdad u otras medidas de privación (si son invariables en el tiempo);
  - ▶ características demográficas y socioeconómicas de las áreas de la fuerza policial (nuevamente asumidas invariantes en el tiempo);
  - ▶ La eficiencia (o ineficiencia) de la fuerza policial para resolver y disuadir el crimen no se refleja en la variable de tasa de detección (nuevamente asumida invariante en el tiempo).

## Pregunta 2: solución

lb	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cburg						
l1.	-.0047736	.0013829	-3.45	0.001	-.0074921	-.002055
sburg						
l1.	-.019928	.0061404	-3.25	0.001	-.0319989	-.0078572
ur	.0167436	.0043883	3.82	0.000	.0081171	.0253702
yr3	.0717116	.0239191	3.00	0.003	.0246912	.118732
yr4	.0651284	.0208626	3.12	0.002	.0241165	.1061402
yr5	.2065616	.020796	9.93	0.000	.1656806	.2474426
yr6	.1939467	.0202397	9.58	0.000	.1541593	.2337342
yr7	.293213	.0233334	12.57	0.000	.247344	.339082
yr8	.2632099	.0239257	11.00	0.000	.2161766	.3102432
yr9	.2483722	.0350522	7.09	0.000	.1794662	.3172782
yr10	.3142834	.0414288	7.59	0.000	.2328422	.3957246
yr11	.5457865	.0453973	12.02	0.000	.456544	.635029
yr12	.6843745	.0342911	19.96	0.000	.6169648	.7517842
pfa						
2	.2173169	.0321064	6.77	0.000	.1542018	.280432
3	-.1146163	.0414692	-2.76	0.006	-.1961368	-.0330957
4	.0088206	.0342206	0.26	0.797	-.0584505	.0760917
5	.4361979	.0689344	6.33	0.000	.300686	.5717097
6	.0845656	.0382596	2.21	0.028	.0093545	.1597768
7	-.1099907	.0464656	-2.37	0.018	-.2013333	-.0186481
8	-.292499	.03919	-7.46	0.000	-.3695392	-.2154588
9	-.2563505	.033176	-7.73	0.000	-.3215683	-.1911327
10	.1734273	.0450062	3.85	0.000	.0849536	.2619009
11	-.2059675	.0347636	-5.92	0.000	-.274306	-.1376289
12	.0871473	.0505018	1.73	0.085	-.0121297	.1864243
13	.6993254	.0388957	17.98	0.000	.6228639	.7757869
14	-.0534845	.0272161	-1.97	0.050	-.1069862	.0000173
15	-.4897594	.0443956	-11.03	0.000	-.5770328	-.402486
16	.5207228	.0510058	10.21	0.000	.4204551	.6209904
17	-.1840095	.0359295	-5.12	0.000	-.25464	-.1133789
18	.0418012	.0368441	1.13	0.257	-.0306272	.1142296
19	.0876222	.0451318	1.94	0.053	-.0010985	.1763428

Cuadro: Ecuación (1)

LSDV		
L.cburg	-0.0048***	(0.0014)
L.sburg	-0.0199***	(0.0061)
ur	0.0167***	(0.0044)
yr3	0.0717***	(0.0239)
yr4	0.0651***	(0.0209)
yr5	0.2066***	(0.0208)
yr6	0.1939***	(0.0202)
yr7	0.2932***	(0.0233)
yr8	0.2632***	(0.0239)
yr9	0.2484***	(0.0351)
yr10	0.3143***	(0.0414)
yr11	0.5458***	(0.0454)
yr12	0.6844***	(0.0343)
._cons	2.4779***	(0.0785)
Observaciones	462	
Year FE	✓	
Cluster pfa	✓	

Fuente: Exercise 7.

Elaboración: Autor

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

### ► Modelo de Efectos Fijos: LSDV

- Rezago de tasa de apelaciones =  $-0.0047736$
- Rezago de tamaño de sentencia =  $-0.019928$
- Tasa de desempleo =  $0.0167436$
- Entonces:
- Esto incluye dummies separadas para cada área de la fuerza de policía  $i$  (por ejemplo,  $\hat{\alpha}_i$ ; terminos constante de la ecuación (1) )
- Existen 41 de estas dummies (no 42) debido a la **trampa de la variable dummy**

## Pregunta 2: solución

```
. xtreg lb L.cburg L.sburg ur yr3-yr12, vce(robust)fe i(pfa)
```

Fixed-effects (within) regression

Group variable: pfa

R-sq:

within	= 0.7356	Obs per group:	min	= 11
between	= 0.5983		avg	= 11.0
overall	= 0.3897		max	= 11

corr(u\_i, Xb) = 0.2953

F(13,41) = 90.36

Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 42 clusters in pfa)

lb	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
cburg					
L1.	-.0047736	.0022086	-2.16	0.037	-.009234    -.0003131
sburg					
L1.	-.019928	.0075107	-2.65	0.011	-.0350962    -.0047599
ur	.0167436	.0064247	2.61	0.013	.0037688    .0297185
yr3	.0717116	.0134229	5.34	0.000	.0446036    .0988197
yr4	.0651284	.0153172	4.25	0.000	.0341946    .0960621
yr5	.2065616	.0172722	11.96	0.000	.1716798    .2414434
yr6	.1939467	.0199732	9.71	0.000	.15361    .2342835
yr7	.293213	.0274745	10.67	0.000	.237727    .348699
yr8	.2632099	.0273049	9.64	0.000	.2080665    .3183532
yr9	.2483722	.0433381	5.73	0.000	.1608491    .3358953
yr10	.3142834	.0544869	5.77	0.000	.2042448    .424322
yr11	.5457865	.0533539	10.23	0.000	.4380361    .6535368
yr12	.6843745	.0372679	18.36	0.000	.6091105    .7596386
_cons	2.535844	.1230531	20.61	0.000	2.287334    2.784355
sigma_u	.35220166				
sigma_e	.09962376				
rho	.92591754	(fraction of variance due to u_i)			

**Cuadro: Ecuación (1)**

	Within	
L.cburg	-0.0048**	(0.0022)
L.sburg	-0.0199**	(0.0075)
ur	0.0167**	(0.0064)
yr3	0.0717***	(0.0134)
yr4	0.0651***	(0.0153)
yr5	0.2066***	(0.0173)
yr6	0.1939***	(0.0200)
yr7	0.2932***	(0.0275)
yr8	0.2632***	(0.0273)
yr9	0.2484***	(0.0433)
yr10	0.3143***	(0.0545)
yr11	0.5458***	(0.0534)
yr12	0.6844***	(0.0373)
._cons	2.5358***	(0.1231)
Observaciones	462	
Year FE	✓	
Cluster pfa	✓	

Fuente: Exercise 7.

Elaboracion: Autor

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

- ▶ El estimador  $R^2$  **within** provee una medida de pronóstico o ajuste
- ▶ El presente modelo permite una correlación entre los efectos fijos y las variables  $X$
- ▶ Se agrupa los errores estándar para las 42 áreas de la fuerza policial (oficinas laborales)
- ▶ **Inclusión de cluster:** en general, el número de cluster debe superar los 40 para que los errores estándar tengan buenas propiedades.

- ▶ Interpretación de los estimadores del modelo Panel Within
- ▶ **Un aumento de punto porcentual** en la tasas de detección de robos reduce la tasa de robos en **0.5 %**, en promedio, y manteniendo constante todos los demas factores (incluidos los efectos fijos)
- ▶ **El aumento de un mes en promnedio**, el tamaño de sentencia reduce la tasa de robos por **2 %** esperando todos los demas factores constante (incluyendo efectos fijos)
- ▶ **Un aumento de un punto porcentual** en la tasa de desempleo aumenta la tasa de robos por **1.7 %**, esperando todos los demas factores constantes (incluyendo los efectos fijos)

Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

- P-3: a) Implemente e interprete una prueba de Hausman utilizando la especificación descrita en [1]. ¿Cuál es el propósito de la prueba y qué infiere del resultado informado?
- P-3: b) Implemente e interprete la prueba de Mundlak utilizando la especificación descrita en [1]. ¿Cuál es el propósito de la prueba y qué infiere del resultado informado?



- ▶ La prueba de Hausman implementa y determina si los efectos específicos de la unidad (como se especifica dentro de un modelo de efectos aleatorios estimado por GLS) son ortogonales a las variables variables en el tiempo incluidas en la especificación.
- ▶ Si se asume que  $\alpha_i$  representa los efectos aleatorios del area de la fuerza policial individual, entonces las se puede plantear las siguientes tres condiciones para el modelo de efectos aleatorios:
  - ▶  $E(\alpha_i, cburg_{i,t-1}) = 0$
  - ▶  $E(\alpha_i, sburg_{i,t-1}) = 0$
  - ▶  $E(\alpha_i, ur_{i,t-1}) = 0$
- ▶ Estas son las **tres condiciones de momento** para las tres variables que varían en el tiempo en el modelo de regresión.

- ▶ La versión matricial del test de Hausman es expresada como:

$$[\beta_{RE} - \beta_{FE}] [V(\beta_{FE}) - V(\beta_{RE})]^{-1} [\beta_{RE} - \beta_{FE}]' \chi_k^2$$

- ▶ La hipótesis nula asuma que los **efectos aleatorios** son ortogonales a las variables explicativas
- ▶ Bajo la hipótesis nula, los estimados para ambos, los modelos de efectos aleatorios y efectos fijos **son consistentes**
- ▶ Bajo la hipótesis nula, la varianza del Efectos Fijos (FE) son **ineficiente**, mientras que para los efectos aleatorios son **eficientes**.

- ▶ Por lo tanto, para implementar la prueba de Hausman, debemos hacer lo siguiente:
  - a) Estimar el **modelo de efectos fijos (FE)**, recupere las estimaciones para las variables que varían en el tiempo (3 en este caso) y la submatriz de varianza-covarianza relevante (a  $3 \times 3$  en este caso).
  - b) Estimar el **modelo de efectos aleatorios por GLS (RE)**, recuperando las estimaciones para las variables que varían en el tiempo (3 en este caso) y la submatriz de varianza-covarianza relevante (un  $3 \times 3$  en este caso).
- ▶ Una vez que tengamos estos dos conjuntos de estimadores, se calcula la siguiente estadística de prueba:

$$[\beta_{RE} - \beta_{FE}] [V(\beta_{FE}) - V(\beta_{RE})]^{-1} [\beta_{RE} - \beta_{FE}]' \chi^2_3$$

- ▶ Se tiene que el estadístico de la prueba de Hausman resultante es 24,3.
- ▶ El nivel crítico de 0.05 para el chi-cuadrado con 3 grados de libertad es 7.815.
- ▶ Por tanto, la hipótesis nula condiciones de ortogonalidad (dado el ejemplo tres):
  - ▶  $E(\alpha_i, cburg_{i,t-1}) = 0$
  - ▶  $E(\alpha_i, sburg_{i,t-1}) = 0$
  - ▶  $E(\alpha_i, ur_{i,t-1}) = 0$
- ▶ Se concluye que el modelo de efectos aleatorios se rechaza de forma decisiva.
- ▶ Si la elección es entre un **modelo de efectos fijos** o un **modelo de efectos aleatorios**, el estadístico de prueba favorece al estimador de efectos fijos.

- ▶ La prueba de **Mundlak** se calcula directamente a partir de la estimación GLS de un **modelo de regresión de efectos aleatorios aumentados**.
- ▶ El enfoque aproxima los efectos aleatorios individuales en función de los **promedios** de grupo de las variables independientes en el tiempo dentro del modelo de efectos aleatorios.
- ▶ Luego, estas medias de grupo se agregan al modelo de efectos aleatorios original y se prueban para determinar su significación estadística general.
- ▶ Si las estimaciones de estos son estadísticamente significativas, se rechazan las tres condiciones de ortogonalidad y, por lo tanto, también lo es el **modelo de efectos aleatorios**.

## Pregunta 3 (b): solución

Model Mundlak					
Random-effects GLS regression			Number of obs	=	462
Group variable: pfa			Number of groups	=	42
R-sq:			Obs per group:		
within	= 0.7356		min	=	11
between	= 0.6127		avg	=	11.0
overall	= 0.6335		max	=	11
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Wald chi2(16)	=	1192.28
			Prob > chi2	=	0.0000
lb	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lc	-.0047736	.0010726	-4.45	0.000	-.0068759 -.0026712
ls	-.019928	.004482	-4.45	0.000	-.0287125 -.0111436
ur	.0167436	.004558	3.67	0.000	.0078101 .0256772
yr3	.0717116	.0231472	3.10	0.002	.0263439 .1170793
yr4	.0651284	.0230865	2.82	0.005	.0198796 .1103771
yr5	.2065616	.0220439	9.37	0.000	.1633564 .2497668
yr6	.1939467	.0225169	8.61	0.000	.1498145 .238079
yr7	.293213	.0233734	12.54	0.000	.2474019 .3390241
yr8	.2632099	.0267259	9.85	0.000	.2108282 .3155916
yr9	.2483722	.0333461	7.45	0.000	.183015 .3137294
yr10	.3142034	.0398845	7.88	0.000	.2361113 .3924556
yr11	.5457865	.0417935	13.06	0.000	.4638727 .6277002
yr12	.6843745	.0320877	21.33	0.000	.6214838 .7472652
mean_lc	-.0164136	.0068605	-2.39	0.017	-.0298599 -.0029673
mean_ls	-.015556	.0412775	-0.38	0.706	-.0964583 .0653463
mean_ur	.0666729	.0156247	4.27	0.000	.0360491 .0972966
_cons	2.447209	.5544489	4.41	0.000	1.360509 3.533909
sigma_u	.2619188				
sigma_e	.09962376				
rho	.87361065	(fraction of variance due to u_i)			

- ▶ Las **tres variables** son representadas en grupo promedios
- ▶ Se determinará su significancia conjunta
- ▶ El estadístico de la prueba de Mundlak es **30.49**
- ▶ El nivel crítico al 0.05 significancia para el chi-cuadrado con 3 grados de libertad es **7.815**.
- ▶ Por tanto, la hipótesis nula de que estable que las tres condiciones de ortogonalidad (es decir, **el modelo de efectos aleatorios**) se rechaza de forma decisiva.

Introducción

Pregunta 1

Pregunta 2

Pregunta 3

Pregunta 4

P-4: a) Estime la siguiente ecuación de robo de **ajuste parcial** usando los efectos fijos (o estimador **within**):

$$lb_{i,t} = \alpha_i + \gamma lb_{i,t-1} + \beta_1 cburg_{i,t-1} + \beta_2 sburg_{i,t-1} + \beta_3 ur_{i,t} + \sum_{j=3}^{12} \delta_j yr_{ji,t} + \mu_{i,t}$$

- Interpretar las estimaciones. ¿Por qué podría estimar aquí un modelo de ajuste parcial? ¿Qué problemas econométricos se asocian a la estimación de la ecuación anterior?



- Suponga que la relación determinista dinámica entre  $Y$  y  $X$  a lo largo del tiempo viene dada por:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \gamma Y_{t-1}$$

- Esto representa el **efecto de corto plazo** de  $X$  sobre  $Y$ ,  $0 < \gamma < 1$
- En el largo plazo el equilibrio de  $X$  y  $Y$  converge sobre su estrategia de valores de estado estacionario  $(X^*, Y^*)$

$$Y^* = \alpha + \beta X^* + \gamma Y^*$$

- Se resuelve para la relación de estado estacionario en el largo plazo, obtenemos:

$$Y^* = \frac{\alpha}{1 - \gamma} + \frac{\beta}{1 - \gamma} X^*$$

- Esta ultima expresión representa el **efecto de largo plazo** de  $X$  sobre  $Y$

- El modelo de efectos fijos dinámicos

El parametro  $\gamma$  mide el efecto de persistencia de habito

$$lb_{i,t} = \alpha_i + \gamma lb_{i,t-1} + \beta_1 cburg_{i,t-1} + \beta_2 sburg_{i,t-1} + \beta_3 ur_{i,t} + \sum_{j=3}^{12} \delta_j yr_{ji,t} + \mu_{i,t}$$

Donde los parametros en azul representa los efectos de corto plazo

- ▶ Una motivación para utilizar este enfoque es modelar formas de persistencia de hábitos en la actividad delictiva.
- ▶ El modelo dinámico también permite estimar los efectos a corto y largo plazo.
- ▶ Los **tres efectos a largo plazo** para las variables que varían en el tiempo se calculan como:
  - ▶ El efecto de **semi-elasticidad** de la tasa de apelaciones

$$\Delta_1 = \frac{\beta_1}{1 - \gamma}$$

- ▶ El efecto de **semi-elasticidad** de la tamaño de sentencia

$$\Delta_2 = \frac{\beta_2}{1 - \gamma}$$

- ▶ El efecto de **semi-elasticidad** de la tasa de desempleo

$$\Delta_3 = \frac{\beta_3}{1 - \gamma}$$

Cuadro: Panel Dinámico

	Within	
L.lb	0.5707***	(0.1480)
L.cburg	-0.0029***	(0.0011)
L.sburg	-0.0151*	(0.0077)
ur	0.0104***	(0.0038)
Observaciones	462	
Year FE	✓	
Cluster pfa	✓	

Fuente: Exercise 7.

Elaboracion: Autor

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

- ▶ El problema con esta regresión es el estimador de la parte rezagada correspondiente a la variable dependiente ( $\hat{\gamma}$ ), el cual generará un sesgo hacia abajo ( **Nickell bias**)
- ▶ El grado de persistencia puede estar **sub-estimado**
- ▶ El efecto de largo plazo puede estar **sub-estimado**

Cuadro: Panel Dinámico

	Within	
L.lb	0.5707***	(0.1480)
L.cburg	-0.0029***	(0.0011)
L.sburg	-0.0151*	(0.0077)
ur	0.0104***	(0.0038)
Observaciones	462	
Year FE	✓	
Cluster pfa	✓	

Fuente: Exercise 7.

Elaboracion: Autor

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

- ▶ El problema con esta regresión es el estimador de la parte rezagada correspondiente a la variable dependiente ( $\hat{\gamma}$ ), el cual generará un sesgo hacia abajo ( **Nickell bias**)
- ▶ El grado de persistencia puede estar **sub-estimado**
- ▶ El efecto de largo palzo puede estar **sub-estimado**

Cuadro: Panel Dinámico

	Within	
L.lb	0.5707***	(0.1480)
L.cburg	-0.0029***	(0.0011)
L.sburg	-0.0151*	(0.0077)
ur	0.0104***	(0.0038)
Observaciones	462	
Year FE	✓	
Cluster pfa	✓	

Fuente: Exercise 7.

Elaboracion: Autor

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.

- El efecto de **semi-elasticidad** de la tasa de apelaciones

$$\Delta_1 = \frac{\beta_1}{1 - \gamma} = -0.0066 \equiv -0.66 \%$$

- El efecto de **semi-elasticidad** de la tamaño de sentencia

$$\Delta_2 = \frac{\beta_2}{1 - \gamma} = -0.03513 \equiv -3.513 \%$$

- El efecto de **semi-elasticidad** de la tasa de desempleo

$$\Delta_3 = \frac{\beta_3}{1 - \gamma} = 0.02414 \equiv 2.414 \%$$