### <u>Trabajo Práctico Nº 4:</u> Extensiones de Diferencias en Diferencias.

### **Ejercicio 1:** Static Two-Way Fixed Effects.

Una forma de extender el framework de diferencias en diferencias cuando hay más períodos temporales disponibles es utilizar efectos fijos temporales adicionalmente a los efectos fijos por individuo. Es decir, si el resultado de interés es Y y el tratamiento está definido por D, entonces, se puede estimar la ecuación:

$$Y_{it} = \alpha_i + \phi_t + D_{it}\beta_{post} + \epsilon_{it}$$
 (1)

donde  $\alpha_i$  son efectos fijos por individuo,  $\phi_t$  son efectos fijos temporales.

(a) ¿Cómo debe definirse  $D_{it}$  para que esto sea la generalización de la ecuación de DiD 2x2?

 $D_{it} = \mathbb{I}\{i \text{ tratado}\}\{t \geq \text{ fecha de otorgamiento del tratamiento}\}.$ 

**(b)** Escribir cómo queda la variable si T=3 y N=3 con la unidad 1 sin tratar, la unidad 2 tratada en el período 1, la unidad 3 tratada en el período 2.

id	t	Cuándo	$D_i$	$D_{it}$
1	1	0	0	0
1	2	0	0	0
1	3	0	0	0
2	1	1	1	1
2	2	1	1	1
2	3	1	1	1
3	1	2	1	0
3	2	2	1	1
3	3	2	1	1

(c) ¿Cuál es la expresión del estimador de  $\beta_{nost}$ ?

La expresión del estimador de  $\beta_{post}$  es:

$$\hat{\beta}_{post} = \frac{\sum_{i,t} (D_{it} - \hat{D}_{it})}{\sum_{i,t} (D_{it} - \hat{D}_{it})^2}.$$

(d) ¿Cuándo podría este estimador ser bueno para recuperar el efecto promedio de tratamiento sobre los tratados? ¿Qué problemas podría tener esta especificación?

Este estimador podría ser bueno para recuperar el efecto promedio de tratamiento sobre los tratados cuando todas las unidades tienen el mismo efecto de tratamiento y cuando éste es idéntico independientemente de cuánto tiempo haya pasado desde que comenzó el tratamiento. Entonces, los problemas que podría tener esta especificación es heterogeneidad en efecto de tratamiento en términos de unidades de corte transversal y tiempo transcurrido desde el tratamiento.

(e) Utilizando la base de datos "organ\_donations.dta" de Kessler & Roth (2014), estimar el coeficiente  $\beta_{post}$  de esta especificación.

HDFE Linear regression Absorbing 2 HDFE groups Statistics robust to heteroskedasticity  Number of clusters (state) = 27					er of obs 1, 26) > F aared R-squared in R-sq. MSE	= = = = =	13.42 0.0011 0.9793 0.9742 0.0092
		(Std	. err. ad	justed fo	or 27 clust	cers	in state)
	     Coefficient	std. err.		P> t	[95% cd	onf.	interval]
D	022459   .4454641	.0061312	-3.66				
Absorbed degre	ees of freedom						
Absorbed FE	   Categories +	- Redundan	t = Num.	Coefs			
state	27   6	27					

 $<sup>\</sup>star$  = FE nested within cluster; treated as redundant for DoF computation

### **Ejercicio 2:** Dynamic Two-Way Fixed Effects.

Con la especificación anterior, se estima un único efecto de tratamiento. Sin embargo, si se posee informacion de varios períodos, ésta podrá utilizarse para evaluar, por un lado, cómo cambian los efectos en el tiempo y, por otro, evaluar cómo se comportaba la variable de interés previo del otorgamiento del tratamiento. La especificación dinámica de TWFE es:

$$Y_{it} = \alpha_i + \phi_t + \sum_{\substack{r \neq 0 \ -\underline{T} \leq r \leq \overline{T}}} 1[R_{it} = r]\beta_r + \epsilon_{it}.$$

(a) Escribir cómo quedan las variables si T=3 y N=3 con la unidad 1 sin tratar, la unidad 2 tratada en el período 1, la unidad 3 tratada en el período 2.

id	t	Cuándo	$D_i$	$D_{it}$	t(-1)	t(0)	t(+1)	t(+2)
1	1	0	0	0	0	0	0	0
1	2	0	0	0	0	0	0	0
1	3	0	0	0	0	0	0	0
2	1	1	1	1	0	1	0	0
2	2	1	1	1	0	0	1	0
2	3	1	1	1	0	0	0	1
3	1	2	1	0	1	0	0	0
3	2	2	1	1	0	1	0	0
3	3	2	1	1	0	0	1	0

**(b)** Computar los efectos de tratamiento dinámicos  $\beta_r$ . Notar que se normaliza  $\beta_0 = 0$ . (¿Por qué?).

### Maestría en Econometría UTDT - Microeconometría II | 4

#### Juan Menduiña

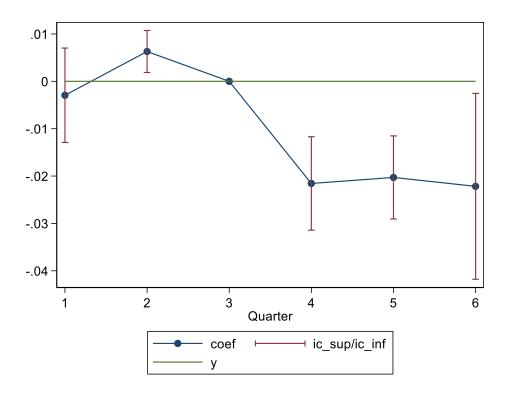
HDFE Linear regression Absorbing 2 HDFE groups Statistics robust to heteroskedasticity  Number of clusters (state) = 27  (Std.				, 26) F red squared R-sq. SE	= 0.9734 = 0.0098	9 0 3 4 3 3
rate	   Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	. interval]
1.California	0	(omitted)				
quarter_num						
Quarter 4 2010	0	(omitted)				
Quarter 1 2011	) I 0	(omitted)				
Quarter 3 2011 Ouarter 4 2011	1 0	(omitted) (omitted)				
Ouarter 1 2012	1 0	(omitted)				
Quarter 1 2012	) 	(OMITCLEA)				
California#quarter num						
1#Quarter 4 2010	0029423	.0050842	-0.58	0.568	013393	.0075084
1#Quarter 1 2011					.0016388	
1#Ouarter 3 2011		.0050337	-4.28	0.000	0319124	0112184
1#Quarter 4 2011	0202923	.0044733	-4.54	0.000	0294874	0110973
1#Quarter 1 2012	0221654	.0100132	-2.21	0.036	0427479	0015829
_cons	.4454226	.0001052	4232.23	0.000	.4452063	.445639

#### Absorbed degrees of freedom:

Absorbed FE	Categories	- Redundant	= Num. Coefs
state	27	27	0 *
quarter_num	6	1	5

 $<sup>\</sup>star$  = FE nested within cluster; treated as redundant for DoF computation

**(c)** Graficar los efectos de tratamiento pre y post otorgamiento junto con sus intervalos de confianza.



**(d)** Utilizar los datos de los períodos anteriores al tratamiento para hacer un "test de placebo":

- Utilizar sólo los datos que llegaron antes de que el tratamiento entrara en vigor.
- Elegir un período de tratamiento falso.
- Calcular el mismo modelo de diferencias en diferencias que se planeaba usar (por ejemplo), pero crear la variable igual a 1 si está en el grupo tratado y después de la fecha de tratamiento falso que se eligió.
- Si se encuentra un "efecto" para esa fecha de tratamiento donde, realmente, no debería haberlo, eso es evidencia de que hay algo mal con el diseño, lo que puede implicar una violación de tendencias paralelas.

#### Juan Menduiña

					Jua	ın Menduina
	DFE groups oust to hetero			F( Prob R-sq Adi	er of obs = 1, 26) = > F = uared = R-squared = in R-sq. = MSE =	1.43 0.2421 0.9938 0.9902
Number of clus	sters (state)	=	21	Root	MSE =	0.0156
		(Std.	. err. ad	justed f	or 27 clusters	in state)
rate	•	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	interval]
FakeTreat1	.0060904	.0050881	1.20	0.242		.0165492 .4386091
	ees of freedom			+		
	Categories					
state	27   3	27		0 *		
* = FE nested					DoF computati	on
HDFE Linear regression  Absorbing 2 HDFE groups  Statistics robust to heteroskedasticity  Prob > F = R-squared = Adj R-squared = Within R-sq. =						0.36 0.5540 0.9938 0.9902 0.0001
Number of clus	sters (state)	=	27	Root	MSE =	0.0156
		(Std	. err. ad	justed f	or 27 clusters	in state)
rate		Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	interval]
					0074259 .438451	
Absorbed degre	ees of freedom	:				
	Categories	- Redundant	= Num.	Coefs		
state quarter	27	27 1		0 *  2		

<sup>\* =</sup> FE nested within cluster; treated as redundant for DoF computation

Por lo tanto, no se encuentra un efecto estadísticamente significativo para estas fechas de tratamiento falsas, por lo que es evidencia de que el diseño está bien hecho.

### Ejercicio 3: Callaway & Sant'Anna y csdid.

Una solución a los problemas de TWFE es la que proponen Callaway & Sant'Anna (2020). Ellos proponen computar todos los ATT válidos y ponderarlos adecuadamente. En Stata, esto se puede hacer con el comando csdid. Utilizando la base de datos "mpdta.dta", se busca estimar el impacto de una suba del salario mínimo en el empleo joven.

(a) Estimar todos los ATT (g, t) sin variables explicativas.

### Estimación (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

Difference-in-difference with Multiple Time Periods

Number of obs = 2,500

Outcome model : least squares Treatment model: inverse probability

	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	 [95% conf.	interval]
g2004 t_2003_2004 t_2003_2005 t_2003_2006 t_2003_2007	0105032 0704232 1372587 1008114	.023251 .0309848 .0364357 .0343592	-0.45 -2.27 -3.77 -2.93	0.651 0.023 0.000 0.003	0560744 1311522 2086713 1681542	.0350679 0096941 0658461 0334685
g2006 t_2003_2004 t_2004_2005 t_2005_2006 t_2005_2007	.0065201 0027508 0045946 0412245	.0233268 .0195586 .0177552 .0202292	0.28 -0.14 -0.26 -2.04	0.780 0.888 0.796 0.042	0391996 0410849 0393942 0808729	.0522398 .0355833 .0302049 001576
g2007 t_2003_2004 t_2004_2005 t_2005_2006 t_2006_2007	.0305067 0027259 0310871 0260544	.0150336 .0163958 .0178775 .0166554	2.03 -0.17 -1.74 -1.56	0.042 0.868 0.082 0.118	.0010414 0348611 0661264 0586985	.0599719 .0294093 .0039522 .0065896

Control: Never Treated

See Callaway and Sant'Anna (2021) for details

**(b)** Evaluar si es plausible el efecto de tendencias paralelas en base a las tendencias previas al otorgamiento del tratamiento. ¿Puede haber habido factores que hayan afectado la evolución del empleo en todos los estados tratados que no se deba al otorgamiento del tratamiento? Reflexionar acerca del rol de la forma funcional de las variables (por ejemplo, en niveles vs. en logaritmos).

Test para tendencias paralelas (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

Pretrend Test. H0 All Pre-treatment are equal to 0 chi2(5) = 7.7912p-value = 0.1681 **(c)** Computar el efecto agregado simple, el efecto agregado por grupos, el efecto agregado por período y el efecto agregado por períodos tras el otorgamiento del tratamiento.

# <u>Efecto agregado simple (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):</u>

Average Treat:	ment Effect on	Treated				
	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
ATT	0399513	.012034	-3.32	0.001	0635375	016365

# Efecto agregado por grupos (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

ATT	by group						
		Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
	GAverage   G2004   G2006   G2007	0310183 0797491 0229095 0260544	.0123872 .0263678 .0167033 .0166554	-2.50 -3.02 -1.37 -1.56	0.012 0.002 0.170 0.118	0552967 1314291 0556475 0586985	0067399 0280692 .0098284 .0065896

### Efecto agregado por período (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

All'I by Calendar Period								
	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]		
CAverage T2004 T2005 T2006 T2007	0417004  0105032  0704232  048816  0370593	.0159719 .023251 .0309848 .0201259	-2.61 -0.45 -2.27 -2.43 -2.70	0.009 0.651 0.023 0.015 0.007	0730047 0560744 1311522 0882619 0640031	0103962 .0350679 0096941 00937 0101156		

# Efecto agregado por períodos tras el otorgamiento del tratamiento (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

ATT	bу	Periods	Before	and	After	treatment
Ever	nt S	Study:Dyr	namic ef	fect	S	

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
Pre_avg   Post_avg   Tm3   Tm2   Tm1   Tp0   Tp1   Tp2   Tp3	.0018283 0772398 .0305067 0005631 0244587 0199318 0509574 1372587 1008114	.007657 .019965 .0150336 .0132916 .0142364 .0118264 .0168935 .0364357 .0343592	0.24 -3.87 2.03 -0.04 -1.72 -1.69 -3.02 -3.77 -2.93	0.811 0.000 0.042 0.966 0.086 0.092 0.003 0.000	0131791 1163705 .0010414 0266142 0523616 0431111 084068 2086713 1681542	.01683570381092 .0599719 .0254881 .0034441 .0032474017846806584610334685

(d) Repetir los incisos anteriores condicionando en la variable de población.

### Estimación (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

Difference-in-difference with Multiple Time Periods

Number of obs = 2,500

Outcome model : least squares

Treatment model: inverse probability

Treatment model. Inverse probability							
	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	. interval]	
g2004 t_2003_2004 t_2003_2005 t_2003_2006 t_2003_2007	0145297  0764219  1404483  1069039	.0221292 .0286713 .0353782 .0328865	-0.66 -2.67 -3.97 -3.25	0.511 0.008 0.000 0.001	057902 1326166 2097882 1713602	.0288427 0202271 0711084 0424476	
g2006 t_2003_2004 t_2004_2005 t_2005_2006 t_2005_2007	0004721  0062025   .0009606  0412939	.0222234 .0184957 .0194002 .0197211	-0.02 -0.34 0.05 -2.09	0.983 0.737 0.961 0.036	0440293 0424534 0370631 0799466	.043085 .0300484 .0389843	
g2007 t_2003_2004 t_2004_2005 t_2005_2006 t_2006_2007	   .0267278  0045766  0284475  0287814	.0140657 .0157178 .0181809 .016239	1.90 -0.29 -1.56 -1.77	0.057 0.771 0.118 0.076	0008404 0353828 0640814 0606091	.054296 .0262297 .0071864 .0030464	

Control: Never Treated

See Callaway and Sant'Anna (2021) for details

### <u>Test para tendencias paralelas (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no</u> tratados todavía):

Pretrend Test.  ${\tt H0}$  All Pre-treatment are equal to  ${\tt 0}$ 

chi2(5) = 6.8418p-value = 0.2327

### Efecto agregado simple (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

Average Treatment Effect on Treated

	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
ATT	0417518	.0115028	-3.63	0.000	0642969	0192066

<u>Efecto agregado por grupos (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no</u> tratados todavía):

ATT by group

	   Coefficient +		z		[95% conf.	interval]
GAverage	•	.0123872	-2.50	0.012	0552967	0067399
G2004		.0263678	-3.02	0.002	1314291	0280692
G2006		.0167033	-1.37	0.170	0556475	.0098284
G2007		.0166554	-1.56	0.118	0586985	.0065896

Efecto agregado por período (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

ATT by Calendar Period

	Coefficient		 Z	P> z	[95% conf.	interval]
CAverage	0441774	.0150382	-2.94	0.003	0736516	0147031
T2004	0145297	.0221292	-0.66	0.511	057902	.0288427
T2005	0764219	.0286713	-2.67	0.008	1326166	0202271
T2006	0461757	.0212107	-2.18	0.029	087748	0046035
T2007	0395822	.0129299	-3.06	0.002	0649242	0142401

Efecto agregado por períodos tras el otorgamiento del tratamiento (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

ATT by Periods Before and After treatment Event Study:Dynamic effects

Post_avg  0803539 .0189576 -4 Tm3   .0267278 .0140657 1 Tm2  0036165 .0129283 -0 Tm1  023244 .0144851 -1 Tp0  0210604 .0114942 -1 Tp1  0530032 .0163465 -3 Tp2  1404483 .0353782 -3	.01 0.995	014784	.0146955
	.24 0.000	1175101	0431978
	.90 0.057	0008404	.054296
	.28 0.780	0289555	.0217226
	.60 0.109	0516343	.0051463
	.83 0.067	0435886	.0014679
	.24 0.001	0850417	0209647
	.97 0.000	2097882	0711084
	.25 0.001	1713602	0424476

(e) Hasta ahora, se utilizaron los nunca tratados como grupo de control. Repetir los incisos anteriores utilizando el grupo de los no tratados todavía. ¿Se observan cambios?

### Estimación (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

Difference-in-difference with Multiple Time Periods

Number of obs = 2,500

Outcome model : least squares

Treatment model: inverse probability

	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
g2004 t_2003_2004   t_2003_2005   t_2003_2006   t_2003_2007	0193724 0783191 1362743 1008114	.0223101 .0303902 .0354034 .0343592	-0.87 -2.58 -3.85 -2.93	0.385 0.010 0.000 0.003	0630994 1378829 2056637 1681542	.0243547 0187553 066885 0334685
g2006   t_2003_2004   t_2004_2005   t_2005_2006   t_2005_2007	0025626	.0225302	-0.11	0.909	046721	.0415959
	0019392	.0190422	-0.10	0.919	0392612	.0353827
	.0046609	.0163356	0.29	0.775	0273563	.036678
	0412245	.0202292	-2.04	0.042	0808729	001576
g2007   t_2003_2004   t_2004_2005   t_2005_2006   t_2006_2007	.0305067	.0150336	2.03	0.042	.0010414	.0599719
	0027259	.0163958	-0.17	0.868	0348611	.0294093
	0310871	.0178775	-1.74	0.082	0661264	.0039522
	0260544	.0166554	-1.56	0.118	0586985	.0065896

Control: Not yet Treated

See Callaway and Sant'Anna (2021) for details

### <u>Test para tendencias paralelas (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no</u> tratados todavía):

Pretrend Test. HO All Pre-treatment are equal to 0

chi2(5) = 7.7912 p-value = 0.1681

# <u>Efecto agregado simple (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):</u>

Average Treatment Effect on Treated

	Coefficient				[95% conf.	interval]
ATT	0397636	.0120524	-3.30	0.001	0633859	0161413

### Efecto agregado por grupos (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

ATT by group

    Coefficient +			P> z	[95% conf.	interval]
0304622	.0125031	-2.44	0.015	0549678	0059566
0836943	.0257016	-3.26	0.001	1340685	0333201
0182818	.0159222	-1.15	0.251	0494888	.0129252
0260544	.0166554	-1.56	0.118	0586985	.0065896

# <u>Efecto agregado por período (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):</u>

ATT by Calendar Period

	Coefficient	Std. err.	z z	P> z	[95% conf.	interval]
CAverage	0442671	.0155709	-2.84	0.004	0747855	0137487
T2004	0193724	.0223101	-0.87	0.385	0630994	.0243547
T2005	0783191	.0303902	-2.58	0.010	1378829	0187553
T2006	0423175	.0190563	-2.22	0.026	0796671	004968
T2007	0370593	.0137471	-2.70	0.007	0640031	0101156

### <u>Efecto agregado por períodos tras el otorgamiento del tratamiento (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):</u>

ATT by Periods Before and After treatment Event Study:Dynamic effects

	· 					
	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
Pre_avg   Post_avg   Tm3   Tm2   Tm1   Tp0   Tp1	.0011834 0773993 .0305067 0026877 0242689 0189222 0535893 1362743 1008114	.0073393 .0195602 .0150336 .0134388 .0144637 .0120446 .0169464 .0354034	0.16 -3.96 2.03 -0.20 -1.68 -1.57 -3.16 -3.85 -2.93	0.872 0.000 0.042 0.841 0.093 0.116 0.002 0.000	0132015 1157366 .0010414 0290273 0526172 0425291 0868037 2056637 1681542	.0155682 0390621 .0599719 .0236519 .0040794 .0046847 020375 066885
Tp3	.1000114	.0343332	2.95	0.003	.1001342	.0334003

#### Estimación (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

Difference-in-difference with Multiple Time Periods

Number of obs = 2,500

Outcome model : least squares
Treatment model: inverse probability

reactions model. Inverse probability							
	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]	
g2004	0211831	.0216482	-0.98	0.328	0636128	.0212467	
	0816032	.0283415	-2.88	0.004	1371516	0260548	
	1381918	.034228	-4.04	0.000	2052775	0711061	
	1069039	.0328865	-3.25	0.001	1713602	0424476	
g2006   t_2003_2004   t_2004_2005   t_2005_2006   t_2005_2007	0074552	.0218357	-0.34	0.733	0502525	.035342	
	0045634	.0182914	-0.25	0.803	0404138	.0312871	
	.0086607	.0168391	0.51	0.607	0243433	.0416647	
	0412939	.0197211	-2.09	0.036	0799466	0026411	
g2007   t_2003_2004   t_2004_2005   t_2005_2006   t_2006_2007	.0267278	.0140657	1.90	0.057	0008404	.054296	
	0045766	.0157178	-0.29	0.771	0353828	.0262297	
	0284475	.0181809	-1.56	0.118	0640814	.0071864	
	0287814	.016239	-1.77	0.076	0606091	.0030464	

Control: Not yet Treated

See Callaway and Sant'Anna (2021) for details

Test para tendencias paralelas (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

```
Pretrend Test. HO All Pre-treatment are equal to O
chi2(5) = 6.8655
p-value = 0.2308
```

Efecto agregado simple (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

Average Treatment Effect on Treated | Coefficient Std. err. z P>|z| [95% conf. interval] \_\_\_\_\_\_ ATT | -.0413516 .0114278 -3.62 0.000 -.0637498 -.0189535

Efecto agregado por grupos (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

ATT by group | Coefficient Std. err. z P>|z| [95% conf. interval] GAverage | -.032264 .0119004 -2.71 0.007 -.0555884 -.0089397 

Efecto agregado por período (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

ATT by Calendar Period

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
CAverage	0456646	.0146983	-3.11	0.002	0744727	0168566
T2004	0211831	.0216482	-0.98	0.328	0636128	.0212467
T2005	0816032	.0283415	-2.88	0.004	1371516	0260548
T2006	0402901	.0192635	-2.09	0.036	0780459	0025344
T2007	0395822	.0129299	-3.06	0.002	0649242	0142401

# Efecto agregado por períodos tras el otorgamiento del tratamiento (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

ATT by Periods Before and After treatment Event Study:Dynamic effects

	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
Pre_avg   Post_avg   Tm3   Tm2   Tm1   Tp0   Tp1   Tp2	0004609 0799926 .0267278 0052499 0228606 0201445 0547303 1381918 1069039	.0072816 .018494 .0140657 .0130015 .0146118 .0116323 .0164 .034228	-0.06 -4.33 1.90 -0.40 -1.56 -1.73 -3.34 -4.04 -3.25	0.950 0.000 0.057 0.686 0.118 0.083 0.001 0.000	0147326 1162402 0008404 0307325 0514991 0429433 0868738 2052775 1713602	.0138108 043745 .054296 .0202326 .005778 .0026544 0225869 0711061 0424476

### (f) Comparar con los resultados que surgen de hacer TWFE estático y dinámico.

### TWFE estático:

HDFE Linear regression Absorbing 2 HDFE groups Statistics robust to heteroskedasticity  Number of clusters (countyreal) = 500				F( Prob R-sq Adj With	er of obs = 1, 499) = > F = uared = R-squared = in R-sq. = MSE =	7.59 0.0061 0.9932 0.9915 0.0042
		(Std. err.	adjusted	for 500	clusters in c	ountyreal)
lemp	Coefficient		t	P> t	[95% conf.	interval]
					0626114 5.773737	
Absorbed degre	ees of freedom					
Absorbed FE	Categories	- Redundan	t = Num.	Coefs		
countyreal	500 5			į.		

<sup>\*</sup> = FE nested within cluster; treated as redundant for DoF computation

### TWFE dinámico:

HDFE Linear regression		Number of obs	=	2,500
Absorbing 2 HDFE groups		F( 7, 499)	=	3.60
Statistics robust to heteroskedasticity		Prob > F	=	0.0009
		R-squared	=	0.9933
		Adj R-squared	=	0.9915
		Within R-sq.	=	0.0103
Number of clusters (countyreal) =	500	Root MSE	=	0.1388

(Std. err. adjusted for 500 clusters in countyreal)

lemp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	interval]
Tm4	.0216933	.0253871	0.85	0.393	0281855	.071572
Tm3	.0427674	.0199126	2.15	0.032	.0036446	.0818902
Tm2	.0414987	.0162692	2.55	0.011	.0095342	.0734633
Tm1	.0181439	.0109822	1.65	0.099	0034332	.039721
Tp1	0253284	.0160191	-1.58	0.114	0568016	.0061447
Tp2	1136509	.0270505	-4.20	0.000	1667978	060504
Tp3	0741029	.031016	-2.39	0.017	1350409	0131648
cons	5.76634	.0040209	1434.09	0.000	5.75844	5.77424

Absorbed FE	Categories	- Redundant	= Num.	Coefs	
countyreal year	500 S	500 1		0 *	:     

 $<sup>^{\</sup>star}$  = FE nested within cluster; treated as redundant for DoF computation

### Ejercicio 4: Enfoque de Wooldridge y jwdid.

Frente a las críticas de la literatura a la presunta incapacidad de la especificación de TWFE para estimar los efectos promedio de tratamiento sobre los tratados, Wooldridge (2021) propone que el problema no es intrínseco a que la ecuación de estimación sea lineal con efectos fijos ni a que se estime con los métodos tradicionales de datos de panel.1 En particular, con T períodos temporales y el tratamiento otorgado en cada período desde el período q hasta el último, se propone estimar la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = \alpha + \lambda_q d_{iq} + ... + \lambda_T d_{iT} + \sum_{r=q}^T \sum_{s=r}^T \tau_{rs} (d_{ir} 1\{t=s\}) + \theta_t + \epsilon_{it},$$

donde  $\tau_{rs}$  representa el ATT en el período s para el grupo r,  $\alpha$  es una constante,  $d_{ir}$  es una dummy que vale 1 para el grupo tratado en r, con r=q, ..., T. Replicar el ejercicio anterior con el comando jwdid.

#### Estimación (sin variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

HDFE Linear regression		Number of obs		2,500
Absorbing 2 HDFE groups		F( 12, 499)	=	2.87
Statistics robust to heteroskedasticity		Prob > F	=	0.0008
		R-squared	=	0.0288
		Adj R-squared	=	0.0213
		Within R-sq.	=	0.0001
Number of clusters (countyreal) =	500	Root MSE	=	1.4926
	(Std. er	r. adjusted for 5	00 cl	usters in

in countyreal)

lemp	   Coe	fficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% con:	f. interval]
first treat#year#c. tr	i						
2004 2004		0105032	.0233633	-0.45	0.653	0564058	.0353993
2004 2005		0704232	.0311344	-2.26	0.024	1315938	0092525
2004 2006		1372587	.0366116	-3.75	0.000	2091906	0653269
2004 2007		1008114	.0345251	-2.92	0.004	1686439	0329788
2006 2003		0037693	.0314934	-0.12	0.905	0656452	.0581067
2006 2004	١.	0027508	.019653	0.14	0.889	035862	.0413637
2006 2006		0045946	.0178409	-0.26	0.797	0396472	.030458
2006 2007		0412245	.0203269	-2.03	0.043	0811613	0012877
2007 2003	1 .	0033064	.0245699	0.13	0.893	0449669	.0515796
2007 2004	1	.033813	.0212312	1.59	0.112	0079006	.0755266
2007 2005	١.	0310871	.0179638	1.73	0.084	004207	.0663812
2007 2007		0260544	.0167359	-1.56	0.120	0589358	.006827
_cons	5	.773609	.0666494	86.63	0.000	5.642661	5.904557

			+
Absorbed FE	Categories	- Redundant =	Num. Coefs
	+		
first treat	4	0	4
_ year	5	1	4

> .0331445 .0403173

.0391044

.0484279

#### Estimación (con variables explicativas y sin utilizar el grupo de los no tratados todavía):

HDFE Linear regression Absorbing 2 HDFE groups Statistics robust to heteroskedasticit  Number of clusters (countyreal) =			499) = = = = = = = = = = = = = = = = = =	0.0000 0.8732 0.8712 0.8695 0.5414		ountyreal)
     lemp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	interval]
	0149112 0769963 1410801 1075443 .0090343 .0069683 .0007655 0415356 .0068961 .0332619 .0285021 0287895	.0278076 .0322892 .0329232 .0302653 .0182179 .0186594 .0192255 .0246894	-4.37 -3.27 0.30 0.38 0.04 -2.16 0.28 1.56	0.503 0.006 0.000 0.001 0.765 0.702 0.967 0.031 0.780 0.120 0.120	0586293 1316307 2045196 1722294 0504289 028825 0358952 0793085 0416118 0086478 0074353 0605281	.0288068 022362 0776406 0428592 .0684976 .0427616 .0374263 0037627 .055404 .0751717 .0644395 .0029491

.0005953 .0183817 .0367104 0.974 -.0355198 0.03 .0234096 .018401 1.27 2004 2005 0.204 -.0127434 .0595626 .0482261 2004 2006 0.032 .0041154 .0923369 2004 2007 .0091886 .0271808 -.0442144 2006 2003 -.0126074 .0243681 -0.52 0.605 -.0604842 .0352693 | -.0177865 .0162122 2006 2004 -1.10 0.273 -.0496391 .0140661 | .0282074 | .0277793 | .0083787 .0004234 2006 2006 1.99 1.53 .0141414 0.047 .0559915 -.0078021 2006 2007 .0181101 .0633607 0.126 2007 2003 0.742 .0254399 0.33 -.0416037 .0583611 -.0450324 -.0376633 2007 2004 -.0079105 .0188942 -0.42 0.676 .0292114 | -.0025825 .0324982 2007 2005 .0178553 -0.14 0.885 0.210 -.0522606 2007 2007 | -.0203637 .0162347 -1.25 .0115331 1.0634 .0212754 49.98 0.000 1.0216 1.1052 lpop | first\_treat#c.lpop | .0530435 .0374929 2004 1.41 0.158 -.02062 .126707 -.1214104 -.0303866 .0461109 -0.67 2006 -.030815 0.504 .0597803 .056047 2007 .0439926 1.27 0.203 .1424806 year#c.lpop | -.0030521 .0045562 -.0130168 -.0024638

.0150462

.0224368

.0130438

.0229821

.0092116 .0091008

.0132642

.0129513

1.63

2.47

0.98

1.77

\_cons | 2.152986 .0722075 29.82 0.000 2.011117

0.103

0.014

0.326

0.077

#### Absorbed degrees of freedom:

Absorbed FE   Categories - Redundant = Num. Coefs					-+
* **	Absorbed FE	Categories	- Redundant	= Num. Coefs	  -
year   5 1 4	first_treat	4	0	4	
	year	J 5	1	4	

2004 |

2005

2006

2007

### Estimación (sin variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

HDFE Linear regression	Number of obs	=	2,500
Absorbing 2 HDFE groups	F( 7, 499)	=	3.81
Statistics robust to heteroskedasticity	Prob > F	=	0.0005
	R-squared	=	0.0288
	Adj R-squared	=	0.0233
	Within R-sq.	=	0.0001
Number of clusters (countyreal) = 5	Root MSE	=	1.4911

(Std. err. adjusted for 500 clusters in countyreal)

	lemp	   Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.	interval]
first treat#year#c.		I					
2004	2004	0193724	.0223953	-0.87	0.387	063373	.0246283
2004	2005	0783191	.0305062	-2.57	0.011	1382556	0183826
2004	2006	1360781	.0354769	-3.84	0.000	2057806	0663756
2004	2007	1047075	.0338947	-3.09	0.002	1713015	0381135
2006	2006	.0025139	.0199448	0.13	0.900	0366724	.0417001
2006	2007	0391927	.0240232	-1.63	0.103	0863919	.0080064
2007	2007	043106	.0184423	-2.34	0.020	0793401	006872
		I					
	_cons	5.77807	.0665051	86.88	0.000	5.647405	5.908734

								-+
Absorbed FE	1	Categories	-	Redundant	=	Num.	Coefs	1
	+							-
first_treat	1	4		0			4	Ī
year		5		1			4	-
								-+

### Estimación (con variables explicativas y utilizando el grupo de los no tratados todavía):

HDFE Linear regression		Number of obs	=	2,500
Absorbing 2 HDFE groups		F( 22, 499)	=	364.06
Statistics robust to heteroskedasticity		Prob > F	=	0.0000
		R-squared	=	0.8732
		Adj R-squared	=	0.8717
		Within R-sq.	=	0.8695
Number of clusters (countyreal) =	500	Root MSE	=	0.5404

(Std. err. adjusted for 500 clusters in countyreal)

		(554. 511.				
		Robust				
lown	   Coefficient		+	D>1+1	IOE% conf	intervall
Tellib	. coefficient	sta. err.	L	F/ L	[33% COIII.	Incervari
first treat#year#c. tr	+ 					
2004 2004	021248	.021724	-0.98	0.329	0639298	.0214338
2004 2005	08185	.0273694	-2.99	0.003	1356234	0280766
2004 2006	1378704	.0307884	-4.48	0.000	1983612	0773796
2004 2007	1095395	.0323153	-3.39	0.001	17303012	0460487
2006 2006	.0025368	.018879	0.13	0.893	0345554	.039629
2006 2007	0450935	.0219826	-2.05	0.033	0882834	0019035
2000 2007	0459545	.0179714	-2.56	0.041	0812636	0106455
2007 2007	0439343	.01/9/14	-2.30	0.011	0012030	0100433
first treat#year#c. tr #c. x lpop	 					
2004 2004	.0046278	.0175804	0.26	0.792	0299129	.0391685
2004 2005	.0251131	.0179003	1.40	0.161	0100561	.0602822
2004 2006	.0507346	.0210659	2.41	0.016	.0093457	.0921234
2004 2007	.0112497	.0266118	0.42	0.673	0410353	.0635346
2006 2006	.0389352	.0164686	2.36	0.018	.0065789	.0712915
2006 2007	.0380597	.0224724	1.69	0.010	0060925	.082212
2007 2007	0198351	.0161949	-1.22	0.221	0516538	.0119835
2007 2007	10190331	.0101949	-1.22	0.221	0310330	.0119033
lpop	1.065461	.0218238	48.82	0.000	1.022583	1.108339
first_treat#c.lpop						
2004	.0509824	.0377558		0.178	0231975	.1251622
2006	0410954	.0473896	-0.87	0.386	1342031	.0520122
2007	.0555184	.0392124	1.42	0.157	0215233	.1325601
year#c.lpop						
2004	.0110137	.0075537	1 40	0.145	0038274	0050540
			1.46	0.145		.0258548
2005	.0207333	.0081044	2.56		.0048103	.0366564
2006	.0105354	.0108157	0.97	0.330	0107145	.0317853
2007	.020921	.0118084	1.77	0.077	0022793	.0441212
_cons	2.1617	.0699859	30.89	0.000	2.024197	2.299204

first_treat   4 0 4   year   5 1 4	Absorbed FE	Categories	- Redundant	= Num. Coefs
	_	4   5	0 1	4   4