Trabajo Práctico Nº 3: Diferencias en Diferencias.

Ejercicio 1: Evaluación de Impacto con DiD.

Una práctica común en la evaluación de un programa cuando se tienen datos de panel para dos períodos es la siguiente: sea y_{it} el resultado observado para i en el período t. En t=1, nadie está en el programa. En t=2, algunos están en el grupo de control y otros en el grupo de tratamiento. Sea $prog_{it}$ una variable que vale 1 si el individuo i está en el grupo de tratamiento en el período t y cero en caso contrario. Notar que $prog_{i1}=0$ para todo i. Se puede plantear el siguiente modelo:

$$y_{it} = \theta_1 + \theta_2 d2_t + \delta_1 prog_{it} + c_i + u_{it},$$

con $E(u_{it} \mid prog_{i2}, c_i) = 0$. En el que $d2_t$ es una variable dummy que vale 1 si t = 2, 0 si t = 1; c_i es el efecto no observado. Usando el método de primeras diferencias, mostrar que $\hat{\theta}_2 = \overline{\Delta y_c}$ y $\hat{\delta}_1 = \overline{\Delta y_t}$ - $\overline{\Delta y_c}$, donde $\overline{\Delta y_c}$ es el cambio promedio en y a lo largo de los dos períodos para el grupo con $prog_{i2} = 0$, y $\overline{\Delta y_t}$ es el cambio promedio en y a lo largo de los dos períodos para el grupo con $prog_{i2} = 1$.

El modelo en t=1 es:

$$y_{i1} = \theta_1 + \theta_2 * 0 + \delta_1 * 0 + c_i + u_{i1}$$

 $y_{i1} = \theta_1 + c_i + u_{i1}$.

El modelo en t= 2 es:

$$y_{i2} = \theta_1 + \theta_2 * 1 + \delta_1 prog_{i2} + c_i + u_{i2}$$

$$y_{i2} = \theta_1 + \theta_2 + \delta_1 prog_{i2} + c_i + u_{i2}.$$

Tomando primeras diferencias, se tiene:

$$\Delta y_i = y_{i2} - y_{i1}$$

$$\Delta y_i = (\theta_1 + \theta_2 + \delta_1 prog_{i2} + c_i + u_{i2}) - (\theta_1 + c_i + u_{i1})$$

$$\Delta y_i = \theta_1 + \theta_2 + \delta_1 prog_{i2} + c_i + u_{i2} - \theta_1 - c_i - u_{i1}$$

$$\Delta y_i = \theta_2 + \delta_1 prog_{i2} + \Delta u_i.$$

Los estimadores OLS de θ_2 y δ_1 son:

$$\hat{\delta}_1 = \frac{Cov(prog_{i2}, \Delta y_i)}{Var(prog_{i2})}; \qquad \hat{\theta}_2 = \overline{\Delta y} - \hat{\delta}_1 \overline{prog_{i2}}.$$

Sea N_1 la cantidad de veces que $prog_{i2}=1$, se tiene:

$$\begin{split} &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \sum_{i=1}^{N} prog_{i2}\Delta y_{i} - \operatorname{N} \overline{prog_{i2}} \overline{\Delta y} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \sum_{prog_{i2}=1} \Delta y_{i} - \operatorname{N} \frac{\sum_{i=1}^{N} prog_{i2}}{N} \overline{\Delta y} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = N_{1} \frac{\sum_{prog_{i2}=1} \Delta y_{i}}{N_{1}} - \sum_{i=1}^{N} prog_{i2} \overline{\Delta y} \end{split}$$

$$\begin{aligned} &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = N_{1}\overline{\Delta y_{i}} - N_{1}\overline{\Delta y} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = N_{1}\left(\overline{\Delta y_{i}} - \overline{\Delta y}\right) \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = N_{1}\left(\frac{\sum prog_{i2}=1}{N_{1}}\Delta y_{i}}{N_{1}} - \frac{\sum_{i=1}^{N}\Delta y_{i}}{N}\right) \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = N_{1}\frac{N\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}-N_{1}\sum_{i=1}^{N}\Delta y_{i}}{N_{1}N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{N\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}-N_{1}\sum_{i=1}^{N}\Delta y_{i}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{N\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}-N_{1}\left(\sum prog_{i2}=0}\Delta y_{i}+\sum prog_{i2}=1}\Delta y_{i}\right)}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{N\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}-N_{1}\sum_{prog_{i2}=0}\Delta y_{i}+\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{(N-N_{1})\sum_{prog_{i2}=1}\Delta y_{i}-N_{1}\sum_{prog_{i2}=0}\Delta y_{i}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{t}}-(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{c}}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{t}}-(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{c}}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = \frac{(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{t}}-(N-N_{1})N_{1}\overline{\Delta y_{c}}}{N} \\ &\operatorname{Cov}\left(prog_{i2},\Delta y_{i}\right) = (1-\frac{N_{1}}{N})N_{1}\left(\overline{\Delta y_{t}}-\overline{\Delta y_{c}}\right). \end{aligned}$$

Por lo tanto, se tiene:

$$\begin{split} \hat{\delta}_1 &= \frac{(1 - \frac{N_1}{N}) N_1 (\overline{\Delta y_t} - \overline{\Delta y_c})}{(1 - \frac{N_1}{N}) N_1} \\ \hat{\delta}_1 &= \overline{\Delta y} \cdot (\overline{\Delta y_t} - \overline{\Delta y_c}) \frac{\overline{prog_{12}}}{\overline{prog_{12}}} \\ \hat{\theta}_2 &= \overline{\Delta y} \cdot (\overline{\Delta y_t} - \overline{\Delta y_c}) \frac{\overline{prog_{12}}}{\overline{N}} - \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N_1} - \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N_1} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{i=1}^N \Delta y_i}{N} - \frac{\sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i}{N} + N_1 \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{(N - N_1) \sum_{i=1}^N \Delta y_i - (N - N_1) \sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i + N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{(N - N_1) (\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i + \sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i) - (N - N_1) \sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i + N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{(N - N_1) \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i + (N - N_1) \sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i - (N - N_1) \sum_{prog_{12} = 1} \Delta y_i + N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{(N - N_1) \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i + N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{N \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i - N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i + N_1 \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{N \sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i}{N(N - N_1)} \\ \hat{\theta}_2 &= \frac{\sum_{prog_{12} = 0} \Delta y_i$$

Juan Menduiña

$$\theta_2^{OLS} = \overline{\Delta y_c}$$
.

Ejercicio 2: DiD Simple en Stata.

(a) Abrir la base "Panel101.dta" y generar las siguientes variables de resultado, de tiempo y de tratamiento. Los "países" tratados son los países 5 a 7 y el tratamiento se otorgó en 1994.

Stata.

(b) Computar e interpretar el estimador de diferencias en diferencias utilizando una regresión lineal.

Source	SS	df	MS	Number of obs F(3, 66)	=	70 1.98
Model Residual			17.2992069 8.71814219	Prob > F R-squared	=	0.1249 0.0827
Total	627.295005	69	9.09123196	Adj R-squared Root MSE	=	
	Coefficient	Std. err.	t I	?> t [95% c	onf.	interval]
time treated did _cons	2.289455 1.77597	.9529637 1.127562 1.455676 .7381625	1.58 (-1.73 (0.019 .38680 0.12047528 0.088 -5.4258 0.629 -1.1156	02 63	4.192108 4.02722 .3868395 1.831933

(c) Computar e interpretar el estimador de diferencias en diferencias utilizando una especicación con efectos fijos.

Fixed-effects (within) regre Group variable: country				f obs = f groups =	70 7
R-squared: Within = 0.0968 Between = 0.0116 Overall = 0.0341			Obs per o	min =	10 10.0 10
corr(u_i, Xb) = -0.3880			F(2,61) Prob > F	= =	3.27 0.0448
Y Coefficient	Std. err.			=	interval]
time 2.289455 treated 0	.8986787				4.086474
did -2.519512 _cons 1.119274					
sigma_u 1.6151513 sigma_e 2.7844542 rho .25176021	(fraction of	f varian	ce due to	u_i)	
F test that all u i=0: F(6,	61) = 2.67			Prob >	F = 0.0230

(d) Computar e interpretar el estimador de diferencias en diferencias utilizando el paquete de Stata diff.

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES ESTIMATION RESULTS Number of observations in the DIFF-IN-DIFF: 70

Before Control: 16 Treated: 12 28		After 24 18 42	40 30	
Outcome var.	Y	S. Err.	t +	P> t
Before Control Treated Diff (T-C) After Control Treated Diff (T-C)	 0.358 2.134 1.776 2.648 1.904 -0.744	1.128	 1.58 1.58 0.81	 0.120 0.422
Diff-in-Diff	-2.520	1.456	1.73	0.088*

R-square: 0.08

 $^{^{\}star}$ Means and Standard Errors are estimated by linear regression

^{**}Inference: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Ejercicio 3: Card & Krueger (1994).

Este ejercicio se basa en el artículo "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania".

(a) ¿Qué efecto intentan estimar los autores en el artículo?

(b) ¿Cuál es la estrategia de identificación?

(c) *Utilizar el archivo "CardKrueger1994.dta". Utilizando diff, computar el estimador de diferencias en diferencias.*

Number of observations in the DIFF-IN-DIFF: 801

Before After

Control: 78 77 155

Treated: 326 320 646

404 397

Outcome var. | fte | S. Err. | |t| | P>|t|

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES ESTIMATION RESULTS

Outcome var.	Ite	S. Err.	t 	P> t
Before				
Control	19.949			
Treated	17.065			
Diff (T-C)	-2.884	1.135	-2.54	0.011**
After				
Control	17.542			
Treated	17.573			
Diff (T-C)	0.030	1.143	0.03	0.979
Diff-in-Diff	2.914	1.611	1.81	0.071*

R-square: 0.01

(d) Repetir el inciso (c) utilizando errores estándar de bootstrap.

^{*} Means and Standard Errors are estimated by linear regression

^{**}Inference: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES ESTIMATION RESULTS Number of observations in the DIFF-IN-DIFF: 801

	Beiore	Aiter	
Control:	78	77	155
Treated:	326	320	646
	404	397	

Bootstrapped Standard Errors

Outcome var.	fte	S. Err.	t	P> t
Before Control Treated	 19.949 17.065	 1.329	-2.17	 0.030**
Diff (T-C) After Control Treated Diff (T-C)	17.542 17.573 0.030	1.329 1.080	-2.17 0.03	0.030^^ 0.977
Diff-in-Diff	2.914	1.620	1.80	0.072*

R-square: 0.01

(e) Repetir el inciso (c) utilizando la cadena de restaurantes como variables explicativas.

^{*} Means and Standard Errors are estimated by linear regression

^{**}Inference: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES ESTIMATION RESULTS

Number of observations in the DIFF-IN-DIFF: 801

Before After

Control: 78 77 155
Treated: 326 320 646
404 397

Report - Covariates and coefficients:

Variable (a) | Cooff | Ctd Err | G | DNG

Variable(s)	Coeff. +	Std. Err.		P> z
bk kfc	0.917 -9.205	1.060 0.961	0.865 -9.575 -0.790	0.387 0.000

Bootstrapped Standard Errors

Outcome var.	fte	S. Err.	t	P> t
Before Control Treated Diff (T-C) After Control	21.161 21.161 18.837 -2.324 18.758	1.276	-1.82	 0.069*
Treated Diff (T-C) Diff-in-Diff	19.369 0.611 2.935	0.946 1.563	0.65	0.518 0.060*

R-square: 0.19

^{*} Means and Standard Errors are estimated by linear regression

^{**}Inference: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Ejercicio 4: didregress.

Hasta ahora, se estimó utilizando la especicación:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 (DxT)_{it} + z_{it}\theta + u_{it}$$
(1)

O, en el caso de datos longitudinales, se amplía la ecuación con efectos jos. En Stata, se usa los comandos regress y/o xtreg. Stata 17 incluyó nuevos comandos para estimar modelos con la siguiente forma:

$$Y_{ist} = \gamma_s + \gamma_t + z_{ist}\beta + \delta D_{st} + u_{ist}$$

con el comando didregress o incluyendo efectos fijos por individuo en el caso de datos longitudinales con el comando didregress.

(a) Explicar en qué difieren estos comandos con respecto al setup usual de DiD.

(b) ¿Se puede replicar las regresiones de los ejercicios anteriores con estos comandos?

(c) Un proveedor de salud está interesado en estudiar el efecto de un nuevo procedimiento de ingreso hospitalario en la satisfacción de los pacientes. El proveedor dispone de datos mensuales de pacientes de enero a julio. El nuevo procedimiento de admisiones fue implementado en abril por hospitales que estaban bajo nueva administración. De los 46 hospitales del estudio, 18 implementaron el nuevo procedimiento. El proveedor de salud utilizará una regresión DID para analizar el efecto del nuevo procedimiento de admisiones en los hospitales que participaron en el programa. El resultado de interés es la satisfacción del paciente, satis, que se registra como un promedio de las respuestas a un conjunto de cuatro preguntas realizadas a los pacientes. satis puede tomar valores entre 0 y 10, donde 10 es el mayor nivel de satisfacción posible y 0 es la decepción total. La variable procedimiento marca las observaciones tratadas; es 1 si una persona encuestada ingresó al hospital utilizando el nuevo procedimiento después de marzo y 0 en caso contrario. Los datos están en la base "hospdd.dta". Evaluar el imapcto del nuevo procedimiento sobre la satisfacción de los pacientes.

Number of grou	ups and treat	ment time				
Time variable: Control: Treatment:	procedure =					
	Control					
Group hospital	28	18				
Time Minimum	1 1	4				
Difference-in- Data type: Rep		-				Number of obs = 7,368
		(Std.	err.	adjusted	d for	46 clusters in hospital)
satis	 Coefficien	Robust t std.er		t 1	P> t	[95% conf. interval]

procedure |

(d) ¿Cómo se interpreta el coeficiente obtenido? ¿Se cumple el supuesto de tendencias paralelas?

(New vs Old) | .8479879 .0321121 26.41 0.000 .7833108 .912665 Note: ATET estimate adjusted for covariates, group effects, and time effects.

El coeficiente obtenido de la regresión DID (0,8479879) representa el efecto promedio del nuevo procedimiento de admisión hospitalaria sobre la satisfacción de los pacientes en los hospitales que implementaron el nuevo procedimiento, en comparación con aquellos que no lo hicieron. Específicamente, se estima que el nuevo procedimiento incrementa la satisfacción de los pacientes en, aproximadamente, 0,85 puntos en la escala de 0 a 10.

El supuesto de tendencias paralelas es crucial para la validez de la estimación del modelo DID. Este supuesto implica que, en ausencia del tratamiento (nuevo procedimiento), las tendencias de la satisfacción de los pacientes habrían sido similares en los hospitales tratados y no tratados. Sin embargo, la evaluación de este supuesto no se puede realizar directamente a partir de los coeficientes del modelo; se requiere un análisis gráfico o pruebas formales previas.

Para verificar si este supuesto se cumple, se podría graficar las tendencias de la satisfacción en ambos grupos (tratados y no tratados) antes de la implementación del nuevo procedimiento (es decir, de enero a marzo) y observar si las tendencias son similares. Si las tendencias son paralelas antes de la implementación, entonces, es razonable suponer que el supuesto se cumple.

Si los datos muestran que las tendencias de satisfacción entre los grupos tratados y no tratados divergen antes de abril, entonces, el supuesto de tendencias paralelas no se cumple y la interpretación causal del coeficiente podría ser sesgada. En tal caso, se deberían considerar ajustes adicionales o utilizar métodos alternativos para analizar el efecto del nuevo procedimiento.

(e) Comentar sobre los errores estándar utilizados y estudiar las distintas opciones que el comando tiene pre-configuradas para usar. ¿Hay diferencias en la inferencia?

Errores estándar robustos:

Number of groups and treatment time

Time variable: month

Difference-in-differences regression
Data type: Repeated cross-sectional

Number of obs = 7,368

| Robust | Satis | Coefficient std. err. | Z | P>|z| | [95% conf. interval] | Procedure | (New vs Old) | .8479879 .0353158 | 24.01 | 0.000 .7787701 .9172056

Note: ATET estimate adjusted for covariates, group effects, and time effects.

Errores estándar hc2:

Number of groups and treatment time

Difference-in-differences regression

Number of obs = 7,368 No. of clusters = 46

Data type: Repeated cross-sectional

| Robust HC2
satis | Coefficient std. err. t P>|t| [95% conf. interval]

ATET | procedure | (New vs Old) |

(New vs Old) | .8479879 .0325552 26.05 0.000 .7819941 .9139816

Note: ATET estimate adjusted for covariates, group effects, and time effects.

Errores estándar bootstrap:

Number of groups and treatment time

Time variable: month

Control: procedure = 0
Treatment: procedure = 1

		Control	Treatment
	-+		
Group hospital	 -	28	18
Time			
Minimum Maximum	 	1 1	4 4

Difference-in-differences regression

Number of obs = 7,368 Replications = 50 Wald chi2(1) = 888.21 Prob > chi2 = 0.0000

Data type: Repeated cross-sectional

(Replications based on 46 clusters in hospital)

satis	Observed coefficient	Bootstrap std. err.	z	P> z	Normal- [95% conf.	
ATET procedure (New vs Old)	.8479879	.0284533	29.80	0.000	.7922204	.9037553

Note: ATET estimate adjusted for covariates, group effects, and time effects.

Por lo tanto, se puede observar que no hay grandes diferencias en la inferencia, ya que el ATET es estadísticamente significativo al 1%.