



THE WORLD BANK



Sesión Técnica III

Diferencia en Diferencias (Dif-en-dif)

y Datos Panel

Claudio Ferraz
Managua, 4 Marzo 2008

Estructura de la sesión

- Cuando se utiliza Diferencias en Diferencias
- Estrategia de estimación: un poco de teoría
- Ejemplos:
 - Extensión de cobertura de educación (Indonesia)3316
 - Agua para la vida (Argentina)
 - P900 (Chile)

¿ Cuando se utiliza?

- No es siempre que se pueden hacer experimentos
- Podemos utilizar “experimentos naturales” para identificar el efecto de políticas
 - Ej. cambio de política que los beneficiarios no esperaban
- Aún en experimentos naturales, tenemos que identificar cual es el grupo afectado por la política (“tratamiento”) y cual es el grupo no afectado (“control”)
- La calidad del grupo control determina la calidad de la evaluación.

Estrategia simple para experimentos naturales antes y después

Con dos años de datos: antes ($t=0$) y después ($t=1$)

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b} \cdot 1(t=1) + \mathbf{e}_{it}$$

$$\mathbf{b}_{OLS} = (\bar{Y} | t=1) - (\bar{Y} | t=0)$$

Con más años de datos y una reforma que empieza en $t=t^*$

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \sum_{t=1}^T \mathbf{b}_t \cdot 1(t=t) + \mathbf{e}_{it}$$

$$\mathbf{b}_t^{OLS} = (\bar{Y} | t \geq t) - (\bar{Y} | t < t)$$

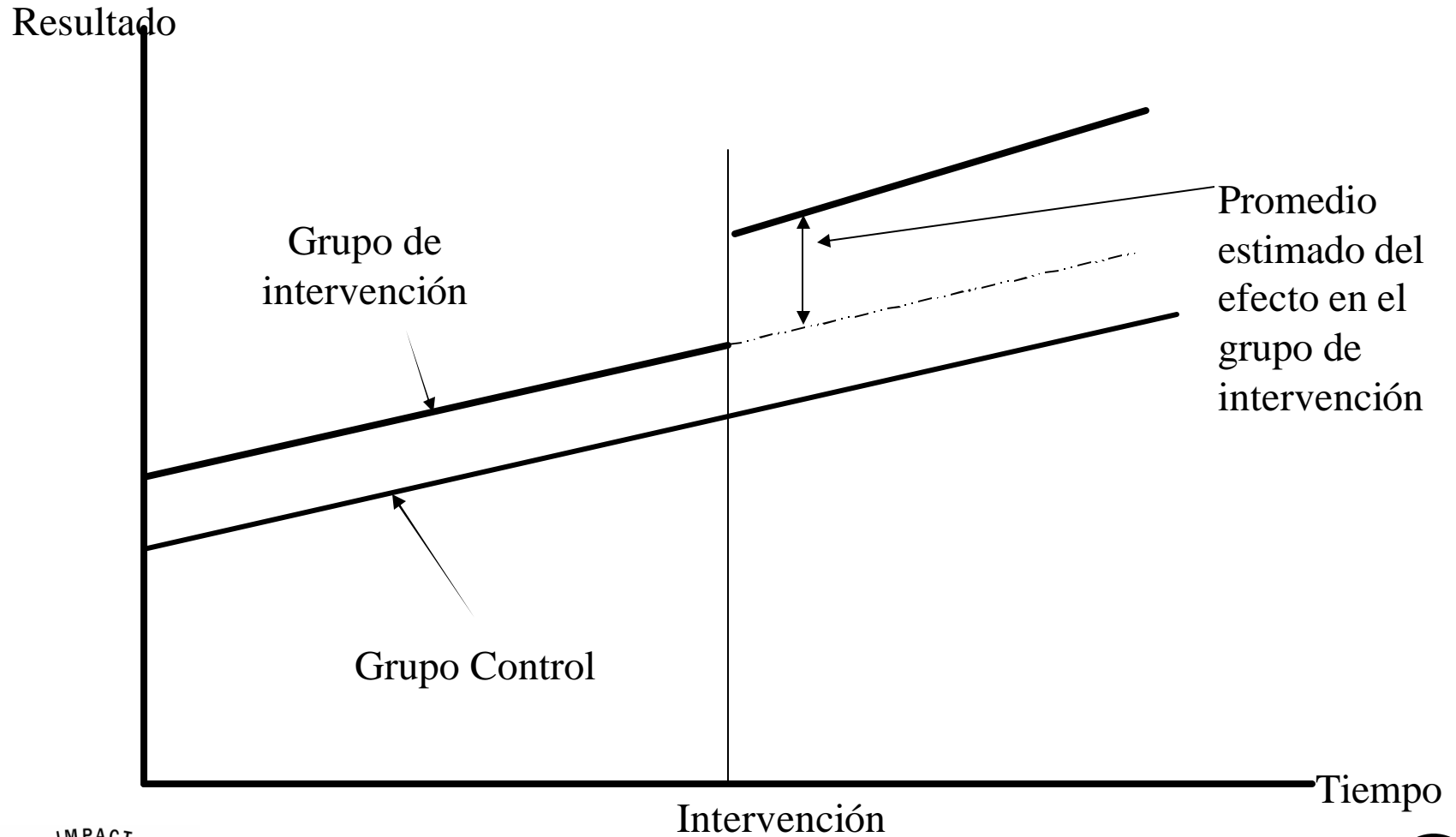
? Se nota ruptura en los \mathbf{b}_t^{OLS} alrededor de t^* ?

Diferencias en diferencias

	Grupo afectado (tratamiento)	Group no afectado (control)
Post/durante la intervención	$Y_1(u_i) D_i = 1$	$Y_1(u_i) D_i = 0$
Antes de la intervención	$Y_0(u_i) D_i = 1$	$Y_0(u_i) D_i = 0$
	Se compara el promedio post-antes del grupo tratamiento $(\bar{Y}_1 D = 1)$ $-(\bar{Y}_0 D = 1)$	Se compara el promedio post-antes del grupo control $(\bar{Y}_1 D = 0)$ $-(\bar{Y}_0 D = 0)$

$$DD = \left((\bar{Y}_1 | D = 1) - (\bar{Y}_0 | D = 1) \right) - \left((\bar{Y}_1 | D = 0) - (\bar{Y}_0 | D = 0) \right)$$

Gráficamente



Regresión (con 2 períodos)

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}.1(t = 1) + \mathbf{g}.1(D_i = 1) + \mathbf{d}.(t = 1).1(D_i = 1) + \mathbf{e}_{it}$$

⇓

$$E(Y_{i1} | D_i = 1) = ???$$

$$E(Y_{i0} | D_i = 1) = ???$$

$$E(Y_{i1} | D_i = 0) = ???$$

$$E(Y_{i0} | D_i = 0) = ???$$

⇓

$$\begin{aligned} DD &= (E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 1)) - (E(Y_{i1} | D_i = 0) - E(Y_{i0} | D_i = 0)) \\ &= ??? \end{aligned}$$

Regresión (con 2 períodos)

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}.1(t = 1) + \mathbf{g}.1(D_i = 1) + \mathbf{d}.1(t = 1).1(D_i = 1) + \mathbf{e}_{it}$$

⇓

$$E(Y_{i1} | D_i = 1) = \mathbf{a} + \mathbf{b}.1 + \mathbf{g}.1 + \mathbf{d}.1.1 + E(\mathbf{e}_{i1} | D_i = 1) = \mathbf{a} + \mathbf{b} + \mathbf{g} + \mathbf{h}$$

$$E(Y_{i0} | D_i = 1) = \mathbf{a} + \mathbf{b}.0 + \mathbf{g}.1 + \mathbf{d}.0.1 + E(\mathbf{e}_{i0} | D_i = 1) = \mathbf{a} + \mathbf{g}$$

$$E(Y_{i1} | D_i = 0) = \mathbf{a} + \mathbf{b}.1 + \mathbf{g}.0 + \mathbf{d}.1.0 + E(\mathbf{e}_{i1} | D_i = 0) = \mathbf{a} + \mathbf{b}$$

$$E(Y_{i0} | D_i = 0) = \mathbf{a} + \mathbf{b}.0 + \mathbf{g}.1 + \mathbf{d}.0.0 + E(\mathbf{e}_{i0} | D_i = 0) = \mathbf{a}$$

⇓

$$DD = (E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 1)) - (E(Y_{i1} | D_i = 0) - E(Y_{i0} | D_i = 0))$$

$$= (\mathbf{b} + \mathbf{d}) - \mathbf{b}$$

$$= \mathbf{d}$$

Con más de 2 períodos y grupos

Utilizamos una regresión con efectos fijos de tiempo y grupo:

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \sum_{t=1}^T \mathbf{b}_t \cdot 1(t = \mathbf{t}) + \sum_{i=1}^I \mathbf{g}_i \cdot 1(i = \mathbf{i}) + \mathbf{d} \cdot D_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

donde D_{it} es la intensidad del tratamiento D en el grupo i en el período t .

La identificación se consigue de la variación inter-temporal dentro de los grupos.

Es decir: cambios de Y en el tiempo, que son específicos para los grupos ‘tratamiento’.

Es decir: por los saltos de tendencia específicos a los grupos afectados en el momento que ocurre el tratamiento.

Con más de 2 períodos y grupos

Utilizamos una regresión con efectos fijos de tiempo y grupo:

$$Y_{it} = \mathbf{a} + \sum_{t=1}^T \mathbf{b}_t \cdot 1(t = t) + \sum_{i=1}^I \mathbf{g}_i \cdot 1(i = i) + \mathbf{d} \cdot D_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

donde D_{it} es la intensidad del tratamiento D en el grupo i en el período t .

La identificación se consigue de la variación inter-temporal dentro de los grupos.

Es decir: cambios de Y en el tiempo, que son específicos para los grupos ‘tratamiento’.

Es decir: por los saltos de tendencia específicos a los grupos afectados en el momento que ocurre el tratamiento.

Advertencias

- El modelo con efectos fijos solamente es válido cuando el efecto de la reforma es inmediato. Si tardan las respuestas más de un período, tenemos que utilizar variables de tratamiento con retrasos – ej. $Y_{i,t-1}$
- DD/EF controla:
 - Efectos fijos de cada grupo
 - Cambios comunes a los grupos en el tiempo (tendencias comunes)
- DD/EF atribuye los cambios de tendencia entre los grupos tratamiento y control a la intervención.
 - Si hay otras cosas que influyen la diferencia de tendencia entre los dos grupos, la estimación estará sesgada.

Control de calidad...

- Hacer un experimento DD « placebo »
 - Ej. para años anteriores (ej. -2, -1).
 - Ej. para poblaciones no afectadas
 - Si sale diferente de 0 el estimado DD, las tendencias no son paralelas
- Utilizar un grupo de control alternativo
 - Las dos estimaciones DD deberían salir equivalentes.
- Utilizar una variable dependiente Y_{\sim} no afectada por la intervención, con el mismo grupo control y año
 - Si sale significativo el DD, estamos en apuros.

Problemas comunes con DD

- Participación basada en diferencias
 - “Ashenfelter dip”
- Sensitividad a la forma funcional
- Cuando el tamaño de la respuesta depende del tamaño de la intervención, y comparamos un grupo muy afectado con un grupo menos afectado.
- Cuando las observaciones dentro de la unidad tiempo/grupo están correlacionadas.



THE WORLD BANK



Ejemplo #1:

Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment

« Escolaridad y consecuencias laborales de la construcción de escuelas en Indonesia: evidencia proveniente de un experimento natural »

Esther Duflo (MIT)

American Economic Review Sept 2001

Preguntas

- Infraestructura escolar -> éxito escolar
- Éxito escolar -> nivel de salario
- Rendimiento económico de la educación

Descripción del programa

- 1973-1978: El gobierno Indonesio construyó 61,000 escuelas (una por cada 500 niños entre 5 y 14 años)
- La tasa de inscripción subió de 69% a 85% entre 1973 y 1978
- El número de escuelas construidas depende del número de niños no-inscritos en cada región en 1972

Identificación del efecto de tratamiento

Hay 2 variaciones en la intensidad del programa para un individuo:

- Por región: hay variación en el número de escuelas que recibe cada región
- Por edad:
 - los niños que tenían más de 12 años en 1972 no beneficiaron,
 - la intensidad al programa fue mayor para los niños que eran más jóvenes en 1972

Fuentes de Datos

- Censo de 1995: datos individuales sobre
 - el nivel de educación alcanzado
 - la fecha de nacimiento
 - el nivel de salario
- La intensidad del programa de construcción en la región de nacimiento del individuo
- Muestra: Hombres nacidos entre 1950 y 1972

Una primera estimación del impacto...

Primer paso: hacemos una estimación simplificada

- Se simplifica el nivel de intervención : alto o bajo
- Se simplifica la categorización de grupos afectados
 - cohorte “joven” de niños afectada
 - cohorte “mayor” de niños no afectada

Promedio de variables de resultado

		Intensidad del programa de construcción		
		Alta	Baja	
Edad en 1974	2-6	8.49	9.76	
	12-17	8.02	9.4	
Diferencia		0.47	0.36	0.12 DD (0.089)

Promedio de variables de resultado

		Intensidad del programa de construcción		Diferencia
		Alta	Baja	
Edad en 1974	2-6	8.49	9.76	-1.27
	12-17	8.02	9.4	-1.39
				0.12 DD (0.089)

DD placebo

(Cf. p.798, Cuadro 3, panel B)

Idea: Utilizar 2 grupos no afectados, hacer un DD, y averiguar si el efecto esperado es 0. Si no es 0, estamos en apuros.

Intensidad del
programa de
construcción

		Alta	Baja		
Edad en 1974	12-17	8.02	9.40		
	18-24	7.70	9.12		
Diferencia		0.32	0.28	0.034	DD
				(0.098)	

Segundo paso: Ecuación de estimación #1

$$S_{ijk} = c + \mathbf{a}_j + \mathbf{b}_k + \mathbf{g} \cdot (P_j \cdot T_i) + \mathbf{d} \cdot (C_j \cdot T_i) + \mathbf{e}_{ijk}$$

con

S_{ijk} = nivel de escolaridad de una persona i en
región j en cohorte k

P_j = 1 si la persona nació en una region de alta
intensidad del programa

T_i = 1 si la persona pertenece a la cohorte "joven"

C_j = controles por region j

\mathbf{e}_{ijk} = error para la persona i, j, k

Tercer paso: utilizando más información

Utilizamos la intensidad del programa en cada región:

$$S_{ijk} = c + \mathbf{a}_j + \mathbf{b}_k + \mathbf{g} \cdot (P_j \cdot T_i) + \mathbf{d} \cdot (C_j \cdot T_i) + \mathbf{e}_{ijk}$$

donde P_j = la intensidad de construcción en región j

C_j = un vector de características de las regiones

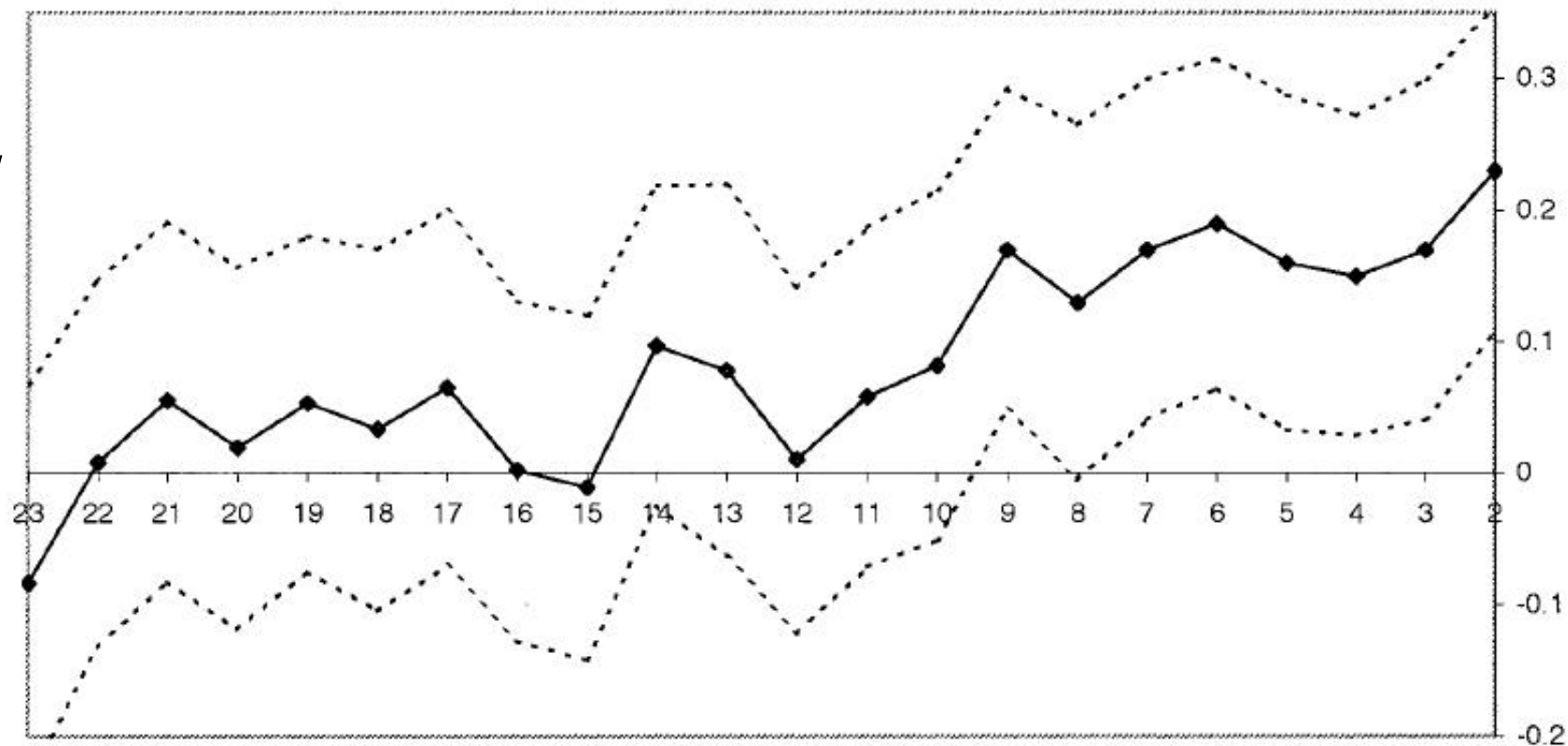
Estimamos el efecto del programa para cada cohorte separadamente:

$$S_{ijk} = c + \mathbf{a}_j + \mathbf{b}_k + \sum_{l=2}^{23} \mathbf{g}_l \cdot (P_j \cdot d_i) + \sum_{l=2}^{23} \mathbf{d}_l C_j T_i + \mathbf{e}_{ijk}$$

donde d_i = un dummy de pertenencia a la cohorte i

Efecto del programa por cohorte

g_l



Edad en 1974

Y=variable dependiente=Salario

	Log(wages)		
	Level of program in region of birth		
	High (4)	Low (5)	Difference (6)
<i>Panel A: Experiment of Interest</i>			
Aged 2 to 6 in 1974	6.61 (0.0078)	6.73 (0.0064)	-0.12 (0.010)
Aged 12 to 17 in 1974	6.87 (0.0085)	7.02 (0.0069)	-0.15 (0.011)
Difference	-0.26 (0.011)	-0.29 (0.0096)	0.026 (0.015)
<i>Panel B: Control Experiment</i>			
Aged 12 to 17 in 1974	6.87 (0.0085)	7.02 (0.0069)	-0.15 (0.011)
Aged 18 to 24 in 1974	6.92 (0.0097)	7.08 (0.0076)	-0.16 (0.012)
Difference	0.056 (0.013)	0.063 (0.010)	0.0070 (0.016)

Conclusión

- ❑ Resultados: Una escuela construida por 1000 alumnos
 - incrementó el promedio de años de escolaridad en 0.12- 0.19 años por
 - incrementó el promedio de salarios en 2,6 – 5.4 por ciento.
- ❑ Control de calidad del DD:
 - DD placebo
 - Utilizar diferentes especificaciones
 - Averiguar que las estimaciones por edad tienen sentido



THE WORLD BANK



**Ejemplo #2:
Agua para la vida:
El Impacto de la Privatización de los Servicios de
Agua en la Mortalidad Infantil**

Sebastián Galiani, Universidad de San Andrés

Paul Gertler, UC Berkeley

Ernesto Schargrodsky, Universidad Torcuato Di Tella

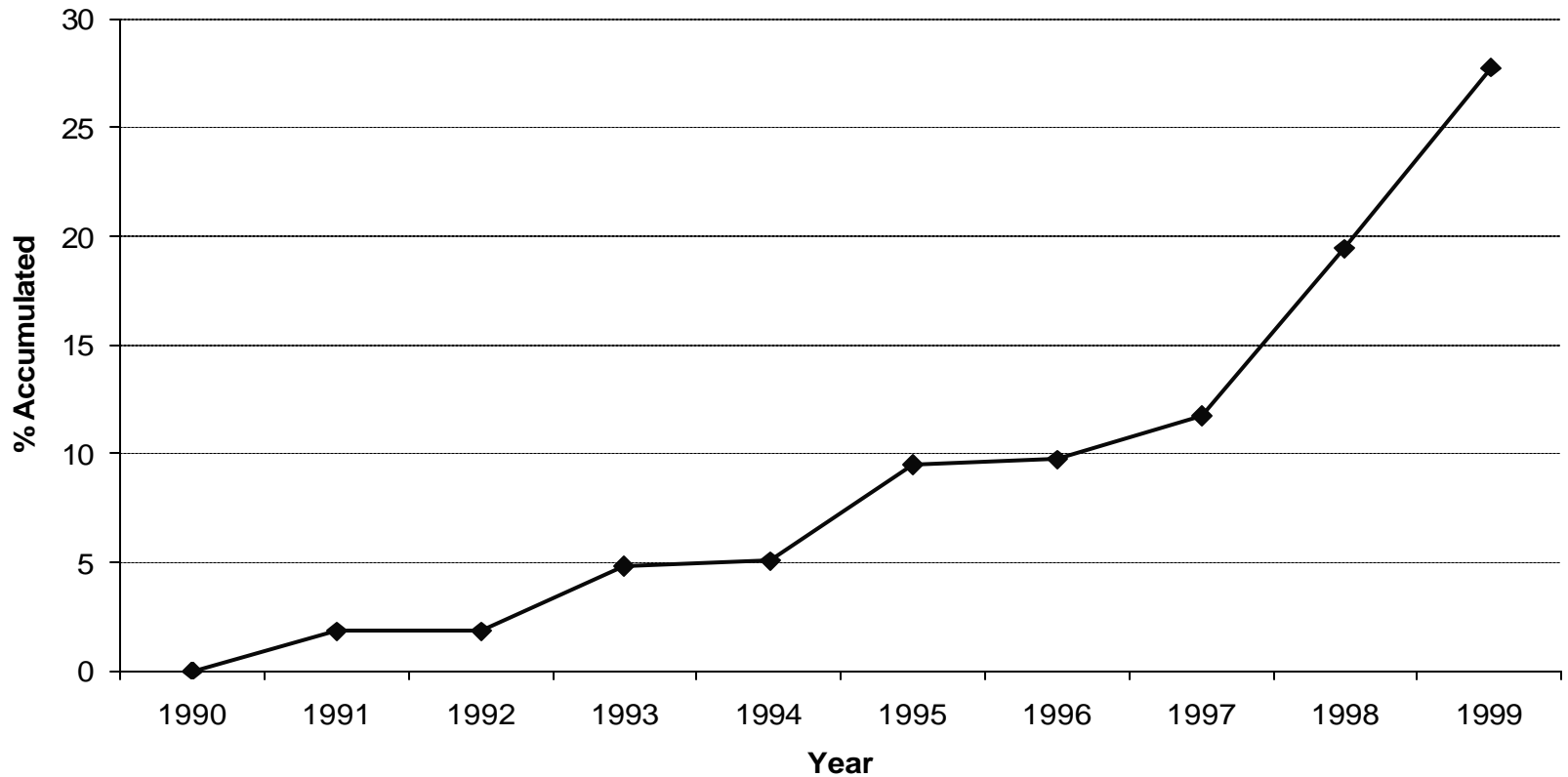
JPE (2005)

Transiciones de la propiedad del agua 1990-1999

Tipo de provisión de agua	Numero de municipalidades	%
Siempre pública	196	39.7%
Siempre cooperativa sin fines de lucro	143	28.9%
Convirtió de pública a privada	138	27.9%
Siempre privada	1	0.2%
No hay información	16	3.2%
TOTAL	494	100.0%

Porcentaje de Municipalidades con provisión de agua por empresa privada

Figure 1: Percentage of Municipalities with Privatized Water Systems



Fueron factores “externos” que determinaron si la municipalidad privatizó...

- Partido político que controla el gobierno municipal
 - Federal, Peronista y Provincial con posibilidad de privatizar
 - Radical, menos posibilidad de privatizar
- No depende de:
 - Rezagos en ingreso, desempleo, desigualdad
 - Cambios tardíos en las tasas de mortalidad

Regresión del D en D

$$y_{it} = a dI_{it} + b x_{it} + \gamma_t + \mu_i + e_{it}$$

donde

y_{it} = tasa de mortalidad infantil en munic. i en período t

dI_{it} = variable dichotómica con valor 1 si

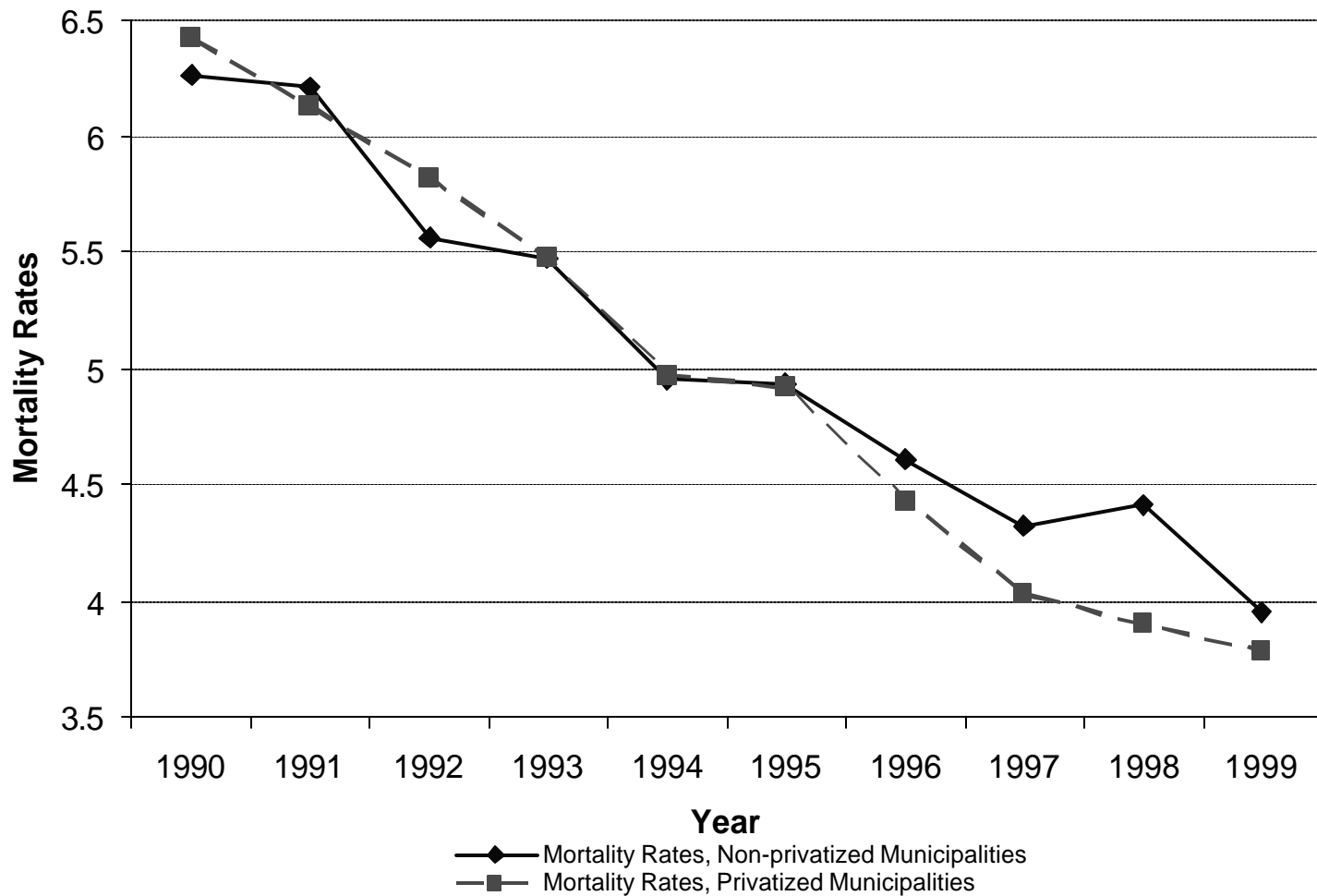
municipio i tiene provision privada en período t

x_{it} = vector de covariantes

γ_t = efecto fijo de tiempo

μ_i = efecto fijo de municipio

Figure 4: Evolution of Mortality Rates for Municipalities with Privatized vs. Non-Privatized Water Services



Resultados DD: La Privatización redujo significativamente la mortalidad infantil

	Full Sample			Common Support			Matched
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Private Water (=1)	- 0.33 **	- 0.32 *	- 0.29 *	- 0.54 ***	- 0.54 ***	- 0.53 ***	- 0.60 ***
<i>% D in Mortality</i>	- 5.3 %	- 5.1 %	- 4.5 %	- 8.6 %	- 8.6 %	- 8.4 %	- 10.0 %
Real GDP/Capita		0.01	0.01		0.01	0.01	
Unemployment Rate		- 0.56	-0.64		-0.78	-0.84	
Inequality (Gini)		5.17 *	5.09 *		3.05	3.05	
Public Spending/Cap		- 0.03	- 0.04		-0.07 *	- 0.07 *	
Radical Party (=1)			0.48 *			0.17	
Peronist Party (=1)			- 0.20			- 0.17	
F-Stat Municipal FE	13.84***	11.92***	11.51***	10.39***	8.65***	8.32***	
F-Stat for year FE	55.03***	19.88***	18.25***	52.25***	15.59***	12.98***	

Control de calidad

1. Tendencias iguales ANTES de las privatizaciones

- Probar la misma ecuación utilizando únicamente los años anteriores a la intervención que la tendencia en el tiempo para los controles es la misma que en los tratamientos
- No se puede rechazar la hipótesis de tendencias iguales entre grupos de intervención y controles

2. Probar que la privatización únicamente afecta las causas de muerte relacionadas con agua+saneamiento

- Ej. no hay efectos en muertes debidas a enfermedades cardiovasculares

Impacto por causa de muerte

D-in-D Utilizando Observaciones en el Soporte común

	1990 Mean Mortality Rate	Estimated Impact Coefficients	%Δ in Mortality Rate
Infectious and parasitic diseases	.565	-.103 (.048)** [.055]* {.068}	-18.2
Perinatal deaths	2.316	-.266 (.105)** [.107]** {.123]**	-11.5
All other causes in aggregate	2.565	-.082 (.114) [.101] {.109}	-3.2
All other causes disaggregated:			
Accidents	.399	-.004 (.057)	...
Congenital anomalies	.711	-.022 (.056)	...
Skin and soft-tissue diseases	.000	.000 (.001)	...
Blood and hematologic diseases	.024	-.002 (.008)	...
Nervous system disorders	.163	.025 (.026)	...
Cardiovascular diseases	.236	.006 (.030)	...

Impacto de la mayor privatización en municipios pobres y extremadamente pobres

<i>Municipios</i>	<i>Mortalidad promedio por 100, 1990</i>	<i>Impacto estimado</i>	<i>% de cambio en mortalidad</i>
No pobres	5.15	0.105	...
Pobres	7.17	-0.767***	-10.7%
Extremamente pobres	9.46	-2.214***	-23.4%

Conclusiones: Utilizando una combinación de métodos se encontró que:

- La Privatización de los servicios de agua está asociada a una reducción en la mortalidad infantil de 5 a 7 por ciento.
- La reducción en la mortalidad se debe a:
 - Una disminución en las muertes provocadas por enfermedades infecciosas/parasitarias.
 - Causas no relacionadas al agua
- La mayor reducción en la mortalidad ocurrió en áreas de bajo ingreso.



THE WORLD BANK



Ejemplo #3:
El papel central de “noise” en la evaluación de
intervenciones que usan puntuaciones de examen
para clasificar escuelas

Chay, McEwan, Urquiola
American Economic Review, 2005

Programa P900 en educación en Chile

□ Programa

- 1990/1991: provisión de infraestructura y materiales didácticos
- 1992 y adelante: capacitación de maestros y remediación escolar

□ Selección de escuelas:

- 900 escuelas con resultados promedios más bajos en prueba de 4to grado en el 1988

□ Por que es interesante este paper?

- Ilustra muy bien los sesgos de evaluación DD debidos al “Ashenfelter dip”+ sugiere una solución metodológica

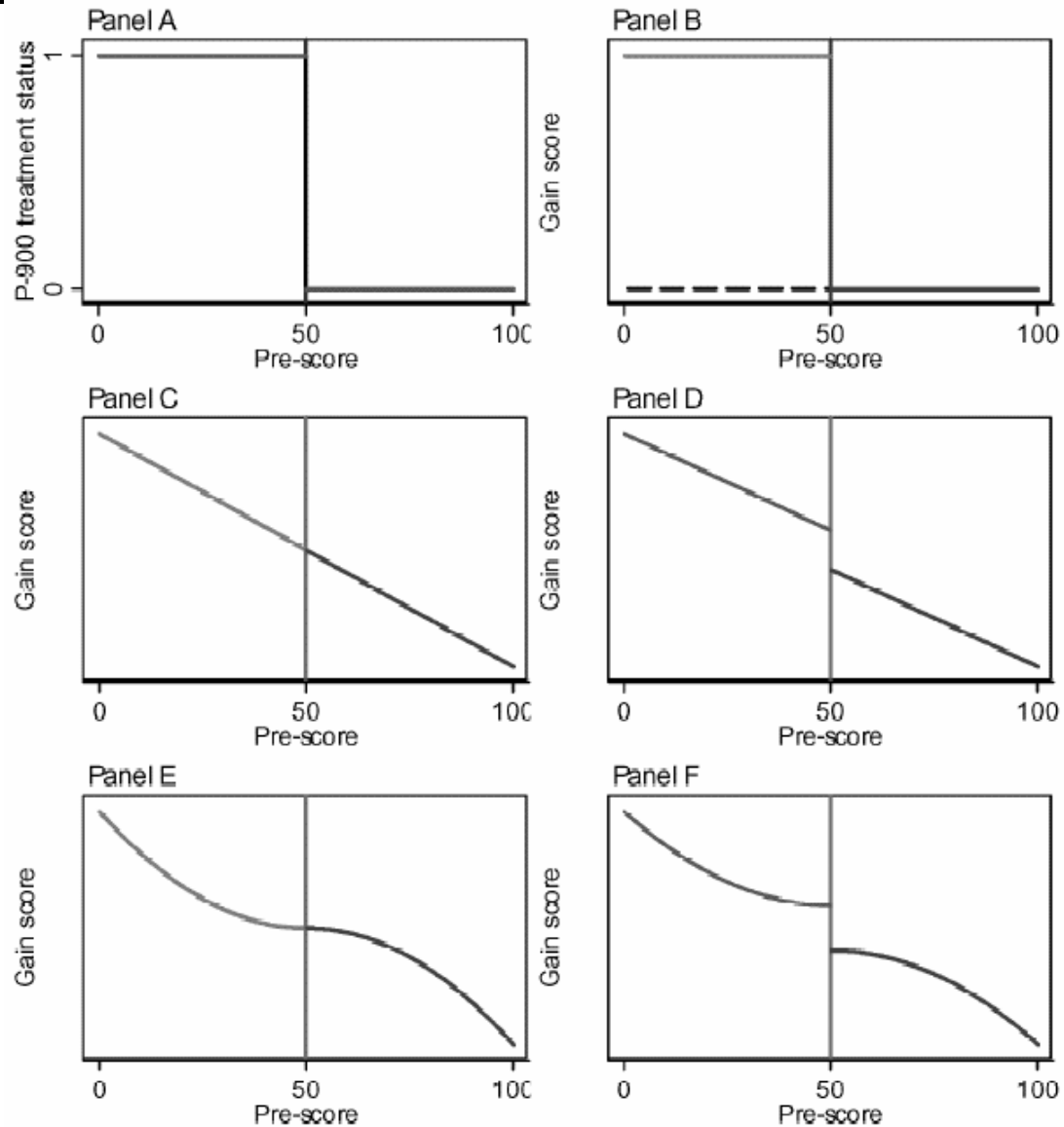
Reversión al promedio (el “Ashenfelter dip”)

- ❑ Escuelas que tienen mal rendimiento en el 1988, lo tienen por dos razones:
 - Mala suerte (el lambda es bajo)
 - Mala calidad intrínseca (bajo u o alfa)

$$y_{ij}^{88} = \mathbf{I}_j + u_j^{88} + \mathbf{a}_i^{88}$$

- ❑ Pero en el 1990, no hay mucha probabilidad que las escuelas que tuvieron mala suerte en el 1988, tengan otra vez mala suerte en el 1990.
- ❑ Entonces, en promedio vamos a ver un mejoramiento de rendimiento en esas escuelas malas del 88, cuando medimos de nuevo en el 1990.
- ❑ Eso se llama “reversión al promedio”.

Programa Hipotético de Asignación y los efectos en las puntuaciones de examen



P-900 Effects on Gain Scores

1988-1990 Gain score

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Panel A: Mathematics</i>						
P-900	DD	2.28*** (0.40)	-0.02 (0.47)	-0.11 (0.46)	-0.16 (0.51)	0.25 (0.53)
	simple					
Score relative to cutoff			-0.16*** (0.02)			
σ^2_λ				142.32*** (18.36)		
SES index, 1990						0.15*** (0.01)
Cubic in 1988 score		N	N	N	Y	Y
Region dummies		N	N	N	N	Y
Adjusted R ²		0.013	0.041	0.046	0.041	0.130
Sample size		2,644	2,644	2,644	2,644	2,644

Control
de reversión
al promedio

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%



P-900 Effects on Gain Scores

		1988-1992 Gain score				
		(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Panel A: Mathematics</i>						
P-900	DD simple	3.74*** (0.44)	1.61*** (0.50)	1.48*** (0.48)	1.79*** (0.56)	2.09*** (0.60)
Score relative to cutoff			-0.15*** (0.02)			Control de reversión al promedio
σ^2_λ				141.65*** (34.01)		
SES index, 1990						0.18*** (0.01)
Change in SES, 1990-1992						0.07*** (0.01)
Cubic in 1988 score		N	N	Y	Y	Y
Region dummies		N	N	N	N	Y
Adjusted R ²		0.031	0.053	0.060	0.053	0.140
Sample size		2,591	2,591	2,591	2,591	2,591

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%

P-900 Effects on 1988-1990 Gain Scores

1988-1990 Gain score

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Panel B: Language</i>						
P-900	DD simple	4.25*** (0.39)	0.25 (0.44)	0.18 (0.41)	-0.02 (0.48)	0.54 (0.49)
Score relative to cutoff			-0.28*** (0.02)			
σ^2_λ				68.79*** (5.55)		
SES index, 1990						0.13*** (0.01)
Cubic in 1988 score		N	N	N	Y	Y
Region dummies		N	N	N	N	Y
Adjusted R ²		0.050	0.147	0.151	0.155	0.230
Sample size		2,644	2,644	2,644	2,644	2,644

Control
de reversión
al promedio

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%

P-900 Effects on Gain Scores

1988-1992 Gain score

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Panel B: Language</i>					
P-900	5.94*** (0.39)	2.24*** (0.44)	2.09*** (0.43)	1.67*** (0.48)	2.10*** (0.52)
Score relative to cutoff		-0.26*** (0.02)			
σ^2_λ			62.32*** (11.21)		
SES index, 1990					0.16*** (0.01)
Change in SES, 1990-1992					0.07*** (0.01)
Cubic in 1988 score	N	N	Y	Y	Y
Region dummies	N	N	N	N	Y
Adjusted R ²	0.089	0.163	0.175	0.173	0.250
Sample size	2,591	2,591	2,591	2,591	2,591

DD
simple

Control
de reversión
al promedio

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%

P-900 Effects on Gain Scores, within Narrow Bands of the Selection Threshold

	± 5 Points		± 3 Points		± 2 Points	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Panel A:</i> 						
P-900	1.50** (0.60)	1.82*** (0.66)	1.79*** (0.73)	2.00*** (0.77)	2.37*** (0.84)	2.39*** (0.85)
SES index, 1990		0.14*** (0.02)		0.13*** (0.03)		0.12*** (0.03)
Change in SES, 1990-1992		0.08*** (0.02)		0.09*** (0.02)		0.06*** (0.02)
Cubic in 1988 score	N	Y	N	Y	N	Y
R ²	0.007	0.067	0.011	0.074	0.021	0.080
Sample size	883	883	553	553	363	363

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%

P-900 Effects on Gain Scores, within Narrow Bands of the Selection Threshold

	+ 5 Points		+ 3 Points		+ 2 Points	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Panel B.</i> 						
P-900	2.78*** (0.54)	2.23*** (0.57)	2.10*** (0.69)	1.96*** (0.70)	2.62*** (0.80)	2.48*** (0.75)
SES index, 1990		0.13*** (0.02)		0.12*** (0.03)		0.12*** (0.03)
Change in SES, 1990-1992		0.07*** (0.02)		0.09*** (0.02)		0.06*** (0.02)
Cubic in 1988 score	N	Y	N	Y	N	Y
R ²	0.030	0.111	0.017	0.101	0.029	0.111
Sample size	883	883	553	553	363	363

Huber-White standard errors are in parentheses.

*** significant at 1% ** significant at 5% * significant at 10%

Referencias

- ❑ Duflo, E. (2001). “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence From an Unusual Policy Experiment,” *American Economic Review*, Sept 2001
- ❑ Sebastian Galiani, Paul Gertler and Ernesto Schargrotsky (2005): “Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality,” *Journal of Political Economy*, Volume 113, pp. 83-120.
- ❑ Chay, Ken, McEwan, Patrick and Miguel Urquiola (2005): “The central role of noise in evaluating interventions that use test scores to rank schools,” *American Economic Review*, 95, pp. 1237-58.
- ❑ Secretaría de Desarrollo Social Mexico (1999): ProgresA: Evaluación de Resultados del Programa de Educación, Salud y Alimentación.
- ❑ Gertler, Paul (2004): “Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA’s Control Randomized Experiment,” *American Economic Review*, 94, pp. 336-41.