

Evaluacion de Impacto: Diferencias en Diferencias

Ricardo Pasquini

Diferencias en Diferencias (DD)

- ▶ En contraste con los métodos de Matching y PSM, la estrategia de DD no requiere observar las características que conducen al sesgo de selección (como en el supuesto de independencia condicional).
- ▶ Idea del Dif en Dif : Podemos identificar aun cuando hay características no-observables, siempre y cuando estas se mantengan constantes en el tiempo.
- ▶ Como lo haremos: Comparar los grupos de tratamiento y de control antes y después del programa o intervención que desea evaluar.
- ▶ No importa si los grupos son distintos, lo que importa es, teniendo en cuenta sus tendencias distintas, detectar los cambios que se deben al programa.

Requisitos

- ▶ Es necesario datos de ambos grupos de tratamiento y control, antes y después.
- ▶ No se requiere un panel balanceado. (Con un pool es suficiente)
- ▶ El supuesto clave de la identificación: las características no observadas (en promedio, para cada grupo) son invariantes en el tiempo (solo se ven afectadas por factores agregados). Si esta suposición es válida, un enfoque de doble diferencia eliminará las tendencias diferenciales entre grupos, permitiendo la identificación del efecto.

Ejemplo clásico: Card y Krueger 1994

Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania

By DAVID CARD AND ALAN B. KRUEGER*

On April 1, 1992, New Jersey's minimum wage rose from \$4.25 to \$5.05 per hour. To evaluate the impact of the law we surveyed 410 fast-food restaurants in New Jersey and eastern Pennsylvania before and after the rise. Comparisons of employment growth at stores in New Jersey and Pennsylvania (where the minimum wage was constant) provide simple estimates of the effect of the higher minimum wage. We also compare employment changes at stores in New Jersey that were initially paying high wages (above \$5) to the changes at lower-wage stores. We find no indication that the rise in the minimum wage reduced employment. (JEL J30, J23)

How do employers in a low-wage labor market respond to an increase in the minimum wage? The prediction from conventional economic theory is unambiguous: a rise in the minimum wage leads perfectly competitive employers to cut employment (George J. Stigler, 1946). Although studies in the 1970's based on aggregate teenage employment rates usually confirmed this

cent studies that rely on a similar comparative methodology have failed to detect a negative employment effect of higher minimum wages. Analyses of the 1990–1991 increases in the federal minimum wage (Lawrence F. Katz and Krueger, 1992; Card, 1992a) and of an earlier increase in the minimum wage in California (Card, 1992b) find no adverse employment impact. A study

Ejemplo: Card y Krueger 1994

Efecto del salario mínimo sobre el empleo. El 1 de **abril de 1992**, Nueva Jersey (NJ) **elevó el mínimo estatal de \$4.25 a \$5.05**. La recopilación de datos sobre el empleo en los restaurantes de comida rápida (grandes empleadores de salario mínimo) en febrero y de nuevo en noviembre. También recogieron los datos para las mismas fechas de Pennsylvania y lo utilizan como control.

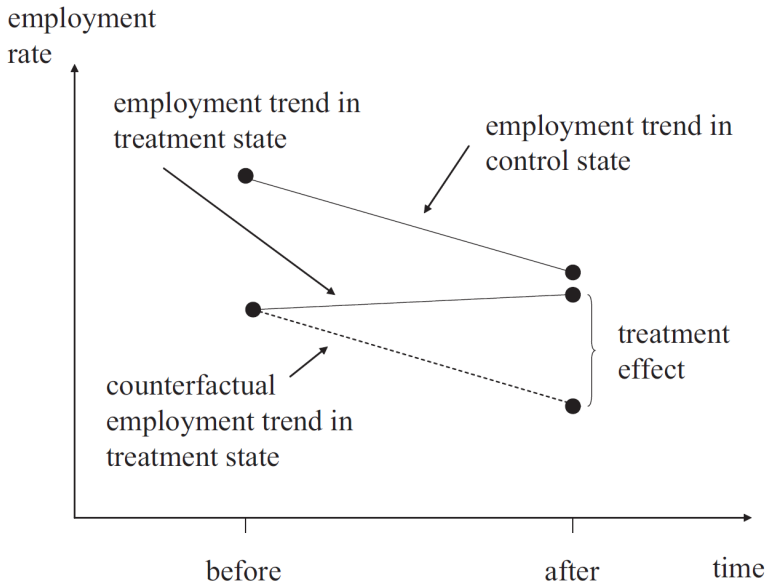
Diferencias en Diferencias (DD) - Modelización contrafactual

- ▶ y_{1ist} = empleo de comida rápida en el restaurante i y periodo t si existe un salario mínimo elevado.
- ▶ y_{0ist} = empleo de comida rápida en el restaurante i y periodo t si existe un salario mínimo bajo. No podemos observar ambos casos.
- ▶ El supuesto del DD puede expresarse en la siguiente condición:

$$E[Y_{0ist} \mid s, t] = \gamma_s + \lambda_t$$

- ▶ El resultado esperado en ausencia del tratamiento es una función aditiva de dos efectos: un (estado) efecto de grupo y un efecto temporal. Nótese que con sólo observar el resultado Y_{0ist} no somos capaces de diferenciar entre el estado y efectos en el tiempo.

Diferencias en Diferencias (DD) - Representación Gráfica



Diferencias en Diferencias (DD) - Por qué funciona

Tomando la diferencia esperada en NJ antes y después del tratamiento

$$E[Y_{ist} \mid s = NJ, t = Nov] - E[Y_{ist} \mid s = NJ, t = Feb] = \lambda_{Nov} + \beta - \lambda_{Feb}$$

Tomando la diferencia esperada en PA antes y después del tratamiento

$$E[Y_{ist} \mid s = PA, t = Nov] - E[Y_{ist} \mid s = PA, t = Feb] = \lambda_{Nov} - \lambda_{Feb}$$

Tomando el DD

$$= \beta$$

Logramos identificar el efecto de interés.

Diferencias en Diferencias (DD)

Los Resultados de Card y Krueger

Table 5.2.1: Average employment per store before and after the New Jersey minimum wage increase

Variable	PA (i)	NJ (ii)	Difference, NJ-PA (iii)
1. FTE employment before, all available observations	23.33 (1.35)	20.44 (0.51)	-2.89 (1.44)
2. FTE employment after, all available observations	21.17 (0.94)	21.03 (0.52)	-0.14 (1.07)
3. Change in mean FTE employment	-2.16 (1.25)	0.59 (0.54)	2.76 (1.36)

Notes: Adapted from Card and Krueger (1994), Table 3. The table reports average full-time equivalent (FTE) employment at restaurants in Pennsylvania and New Jersey before and after a minimum wage increase in New Jersey. The sample consists of all stores with data on employment. Employment at six closed stores is set to zero. Employment at four temporarily closed stores is treated as missing. Standard errors are reported in parentheses

Figure 3: 1565813840300

Estos dos cambios producen una diferencia-en-diferencias positiva

Dif in Dif. Verificación de supuestos

- ▶ El supuesto de identificación clave es que las tendencias del empleo serían los mismos en ambos estados en ausencia de tratamiento.
- ▶ El tratamiento induce una desviación de esta tendencia común.
- ▶ En otras palabras, aunque permitimos que hayan diferencias (no observables) en el tratamiento y control, estas diferencias deberían permanecer constantes en el tiempo, de manera que puedan ser eliminadas al diferenciar en el tiempo (en términos econométricos, capturadas por el efecto fijo del estado)

Chequeando el supuesto de Tendencias Comunes - Card y Krueger 2000

Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply

By DAVID CARD AND ALAN B. KRUEGER*

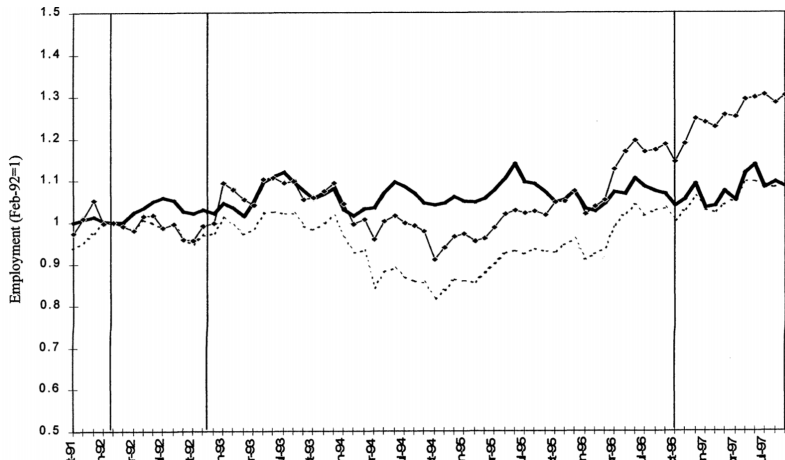
Replication and reanalysis are important endeavors in economics, especially when new findings run counter to conventional wisdom. In their Comment on our 1994 *American Economic Review* article, David Neumark and William Wascher (2000) challenge our conclusion that the April 1992 increase in the New Jersey minimum wage led to no loss of employment in the fast-food industry. Using data drawn from payroll records for a set of restaurants initially assembled by Richard Berman of the Employment Policies Institute (EPI) and later supplemented by their own data-collection efforts, Neumark and Wascher (hereafter, NW) conclude that "...the New Jersey minimum-wage increase led to a relative decline in fast-food employment in New Jersey" compared to Pennsylvania.¹ They attribute the discrepancies between their findings and ours to problems in our fast-food restaurant data set. Specifically, they argue that our use of employment data derived from telephone surveys, rather than from

payroll records, led us to draw faulty inferences about the effect of the New Jersey minimum wage.

In this paper we attempt to reconcile the contrasting findings by analyzing administrative employment data from a new representative sample of fast-food employers in New Jersey and Pennsylvania, and by reanalyzing NW's data. Most importantly, we use the Bureau of Labor Statistics's (BLS's) employer-reported ES-202 data file to examine employment growth of fast-food restaurants in a set of major chains in New Jersey and nearby counties of Pennsylvania.² We draw two samples from the ES-202 files: a longitudinal file that tracks a fixed sample of establishments between 1992 and 1993, and a series of repeated cross sections from the end of 1991 through 1997. Because the BLS data are derived from unemployment-insurance (UI) payroll-tax records, the employment measures are free of the kinds of survey

Chequeando el supuesto de Tendencias Comunes - Card y Krueger 2000

El supuesto tendencias comunes pueden ser investigados utilizando datos sobre múltiples períodos. En una actualización de su trabajo, Card y Krueger (2000) obtuvo datos de empleo para restaurantes en NJ y PA para un número de años.



Pischke (2007)

The Impact of Length of the School Year on Student Performance and Earnings: Evidence from the German Short School Years*

Jörn-Steffen Pischke
London School of Economics
s.pischke@lse.ac.uk

April 2007

Abstract

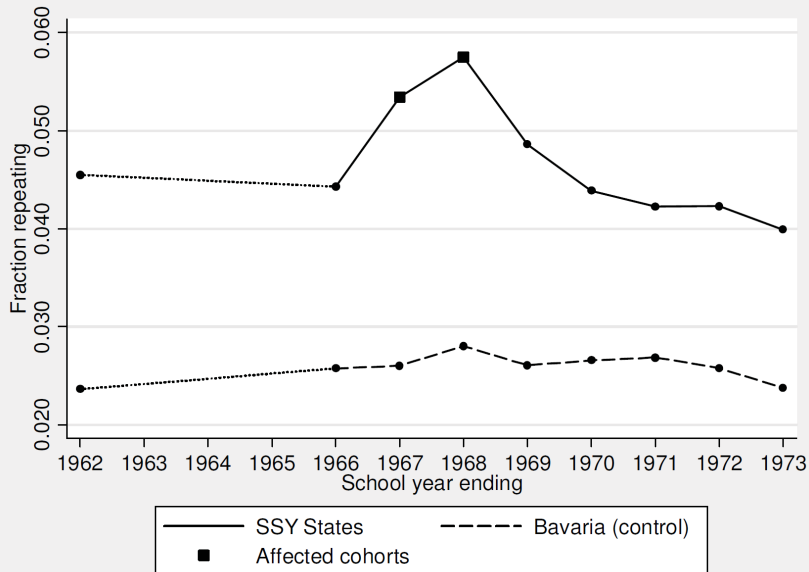
This paper investigates how changing the length of the school year, leaving the basic curriculum unchanged, affects learning and subsequent earnings. I use variation introduced by the West-German short school years in 1966-67, which exposed some students to a total of about two thirds of a year less of schooling while enrolled. I find that the short school years increased grade repetition in primary school, and led to fewer students attending higher secondary school tracks. On the other hand, the short school years had no adverse effect on earnings and employment later in life.

JEL Classification I21, J24, J31

Pischke (2007): Efectos de duración del año escolar en performance e ingresos

- ▶ Pischke (2007) analiza el efecto de la duración del plazo en el rendimiento escolar de los estudiantes usando la variación generada por un cambio abrupto de política en Alemania.
- ▶ Hasta la década de 1960, los niños en todos los estados alemanes, excepto Baviera empezaron la escuela en la primavera. Comenzando en el año escolar 1966-67, las escuelas que comenzaban en primavera trasladaron el comienzo al otoño. La transición a otoño implicó dos años escolares de corta duración para las cohortes afectadas: 24 semanas de duración en lugar de 37.

Pischke (2007): Efectos de duración del año escolar en performance e ingresos



Dif in Dif - Modelización Econométrica

La doble diferencia puede estimarse usando un modelo econométrico:

$$Y_{ist} = \alpha + \gamma NJ_s + \lambda d_t + \beta(NJ_s * d_t) + \varepsilon_{ist}$$

Donde ahora hacemos explícito que el término de interacción es =1 solamente en NJ en el período post-tratamiento : Solo si $NJ = 1$ y $d_{t=after} = 1$ entonces $Y_{i,s=NJ,t=after} = \alpha + \gamma + \lambda + \beta + \varepsilon_{ist}$
Notar aquí que no necesitamos un panel balanceado, con dos cortes transversales es suficiente. También es fácil agregar estados, o períodos u otras variables de control a la especificación.

Econometric Estimation - Variations and Extensions

A 2nd advantage facilitates empirical work with regressors other than switched-on/switched-off dummy variables. Instead of NJ and PA in 1992, we might look at all state minimum wages in the US. We could use this idea to incorporate a differing “treatment intensity” across states and over time. In Card (1992)

$$Y_{ist} = \gamma_s + \lambda_t + \beta(FA_s \cdot d_t) + \varepsilon_{ist}$$

where the variable FA_s is a measure of the fraction of teenagers likely to be affected by a minimum wage increase in each state and d_t is a dummy for observations after 1990, when the federal minimum increased from \$3.35 to \$3.80.

Variaciones y Extensiones

- ▶ Otra ventaja del método es que permite incluir variables continuas, no solamente dummies (prendidas/apagadas)
- ▶ En lugar de NJ y PA en 1992, podríamos mirar los salarios mínimos a través de todos los estados.
- ▶ Podemos utilizar esta idea para incorporar una “intensidad del tratamiento” a través de los estados y el tiempo. En Card (1992)

$$Y_{ist} = \gamma_s + \lambda_t + \beta(FA_s \cdot d_t) + \varepsilon_{ist}$$

donde FA_s es una medida de la fracción de adolescentes que pueden ser afectados por el cambio en el salario mínimo en cada estado y d_t es la dummy para las observaciones post-1990, cuando el salario mínimo federal se incrementó de \$3.35 a \$3.80.

Variaciones y Extensiones

También notar, que al igual que Card (1992), también podríamos estimar el modelo el Dif in Dif usando diferencias en primer nivel:

$$\Delta Y_s = \lambda^* + \beta F A_s + \Delta \varepsilon_{ist}$$

Aquí necesitamos un panel balanceado.

Resultados Card (1992)

Table 5.2.2: Regression-DD estimates of minimum wage effects on teens, 1989 to 1992

Explanatory Variable	Equations for Change in Mean Log Wage:		Equations for change in Teen Employment-Population Ratio:	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1. Fraction of Affected Teens	0.15 (0.03)	.14 (0.04)	0.02 (0.03)	-.01 (0.03)
2. Change in Overall Emp./Pop. Ratio	—	0.46 (0.60)	—	1.24 (0.60)
3. R-squared	0.30	0.31	0.01	0.09

Notes: Adapted from Card (1992). The table reports estimates from a regression of the change in average teen employment by state on the fraction of teens affected by a change in the federal minimum wage in each state. Data are from the 1989 and 1992 CPS. Regressions are weighted by the CPS sample size by state and year.

Examining changes in MLDA in death rate by car accidents.

- ▶ Alabama redujo la edad legal para consumo de alcohol a 19 años en 1975. El vecino Arkansas la mantuvo en 21. El objetivo es mirar el efecto en la tasa de mortalidad de jóvenes de entre 18 a 20 años.
- ▶ Una estrategia antes y después de 1975 podría servir.
- ▶ Los datos son desde 1970 a 1983
- ▶ Pero hay más casos, como podríamos combinar varios estados?

$$Y_{st} = \sum_s \beta_s STATE_s + \sum_t \gamma_t YEAR_t + \delta PROPLEGAL_t + \varepsilon_{st}$$

Examining changes in MLDA in death rate by car accident^{†c}

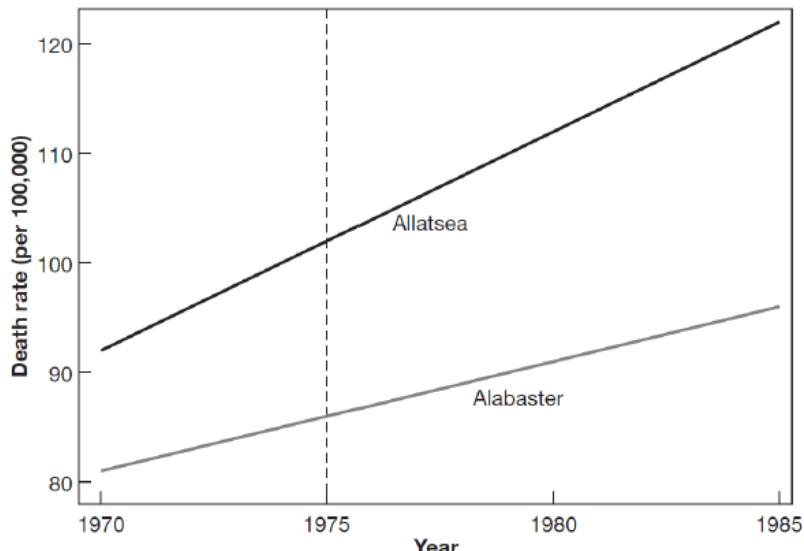
TABLE 5.2
Regression DD estimates of MLDA effects on death rates

Dependent variable	(1)	(2)	(3)	(4)
All deaths	10.80 (4.59)	8.47 (5.10)	12.41 (4.60)	9.65 (4.64)
Motor vehicle accidents	7.59 (2.50)	6.64 (2.66)	7.50 (2.27)	6.46 (2.24)
Suicide	.59 (.59)	.47 (.79)	1.49 (.88)	1.26 (.89)
All internal causes	1.33 (1.59)	.08 (1.93)	1.89 (1.78)	1.28 (1.45)
State trends	No	Yes	No	Yes
Weights	No	No	Yes	Yes

Notes: This table reports regression DD estimates of minimum legal drinking age (MLDA) effects on the death rates (per 100,000) of 18–20-year-olds. The table shows coefficients on the proportion of legal drinkers by state and year from models controlling for state and year effects. The models used to construct the estimates in columns (2) and (4) include state-

Examining changes in MLDA in death rate by car accidents.

A spurious MLDA effect in states where trends are not parallel



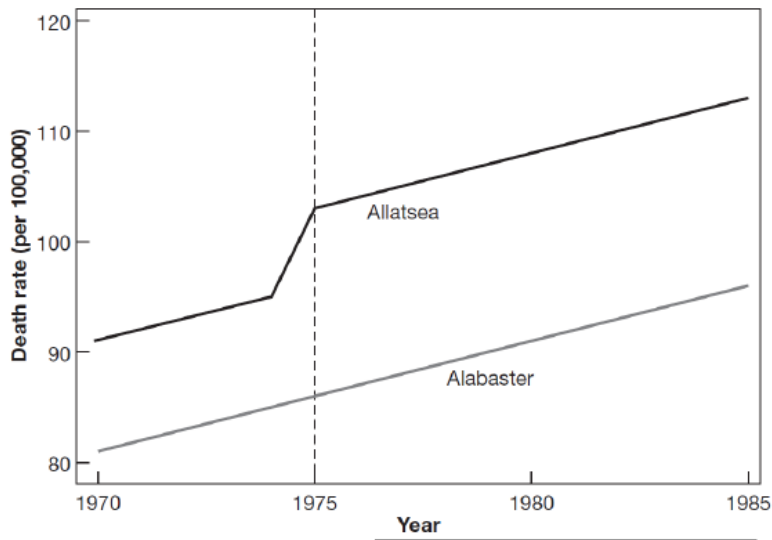
Examining changes in MLDA in death rate by car accidents.

- ▶ Allatsea state reduces MLDA from 21 to 18 in 1975; Alabaster state held age at 21.
- ▶ Parallel trends assumption can be relaxed

$$Y_{st} = \beta_1 STATE_s + \beta_2 (STATE_s \times t) + \beta_3 YEAR_t + \beta_4 LEGAL_t + \varepsilon_{st}$$

Examining changes in MLDA in death rate by car accidents

FIGURE 5.4
An MLDA effect in states with parallel trends



Dif in Dif. Variaciones y Extensiones

Con la posibilidad de datos de panel, uno podría pensar en combinar ideas de matching y diferencias en diferencias.

Option 1: Matching entre unidades y después dif in dif

$$DD_i = Y_{i,2}^T - Y_{i,1}^T - \sum_{j \in C} w(i, j)(Y_{i,2}^C - Y_{i,1}^C)$$

Opción 2: Añadir las probabilidades del propensity score como pesos en una regresión dif in dif

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta T + \gamma \Delta X_i + \epsilon_i$$

Referencias

- ▶ Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. Princeton university press.
- ▶ Card, D., & Krueger, A. B. (1993). Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania (No. w4509). National Bureau of Economic Research.
- ▶ Card, D. (1992). Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage. Industrial & Labor Relations Review, 46(1), 22-37.
- ▶ Pischke, J. S. (2007). The impact of length of the school year on student performance and earnings: Evidence from the German short school years. The Economic Journal, 117(523), 1216-1242.