

Diseño por Discontinuidad (RD)

Ricardo Pasquini

Herramientas Econométricas, Noviembre, 2022

Diseño por Discontinuidad (RD) - Intro

- ▶ El Diseño por Discontinuidad (también *Regression Discontinuity o RD*) explota el conocimiento sobre una o varias reglas que determinan el *Tratamiento*.
 - ▶ “La arbitrariedad de algunas reglas provee buenos experimentos” (Angrist y Pishke).
 - ▶ Ejemplo: una regla establece que el tratamiento se otorgará si se alcanza cierto puntaje y no si no lo supera.
- ▶ Idea del RD : Podemos identificar gracias a que cerca de la continuidad los grupos tratados y no tratados son comparables (en términos de sus no-observables).
- ▶ Como lo haremos: Comparar los grupos de tratamiento y de control en la cercanía de la discontinuidad.

Requisitos

- ▶ Es necesario datos de ambos grupos de tratamiento y de comparación, de cada lado de la discontinuidad.
- ▶ Esta técnica es aplicable en un corte transversal, y puede extenderse a panel de datos.

Variantes sobre el Diseño por Discontinuidad

- ▶ Sharp RD
- ▶ Fuzzy RD
- ▶ Geographic RD

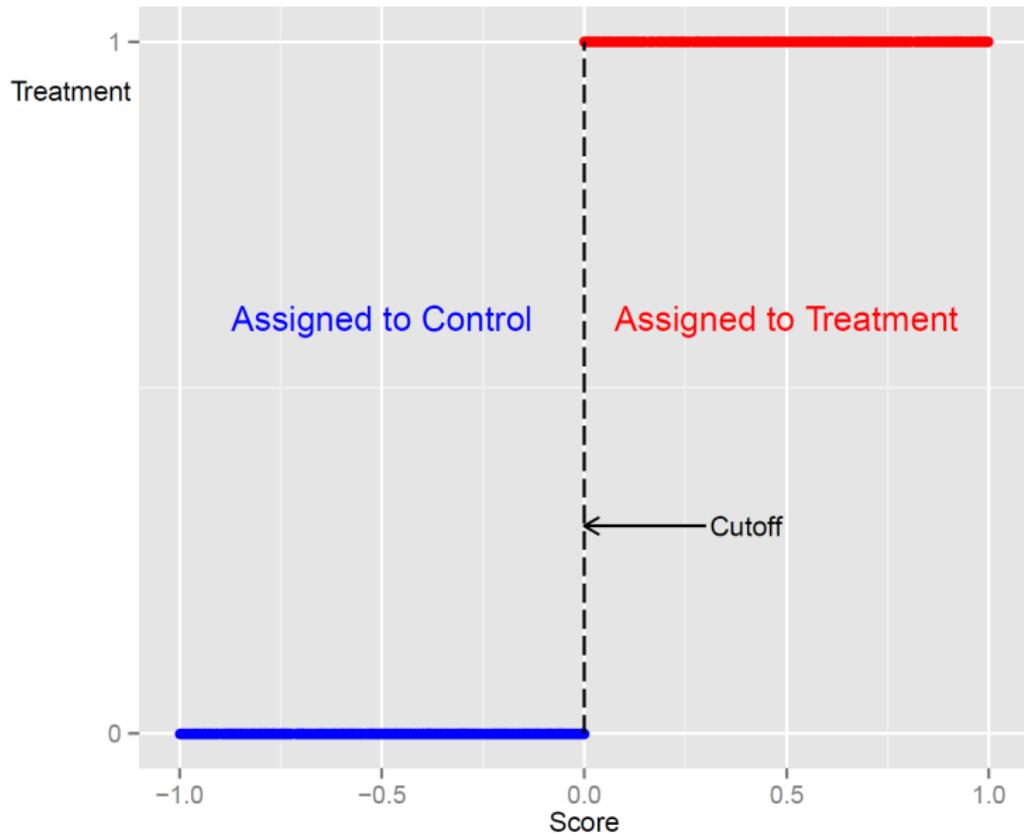
Sharp RD

- ▶ Tres elementos: un score o running variable (x), un valor de corte (x_0), y el tratamiento T .
- ▶ Existe una regla de asignación del tratamiento que depende de una variable x que es conocida.
- ▶ Decimos que es *sharp* si la regla funciona perfectamente: aquellos que superan el valor de corte son tratados y aquellos que no, no.

$$T_i = \begin{cases} 1 & \text{if } x_i \geq x_0 \\ 0 & \text{if } x_i < x_0 \end{cases}$$

- ▶ Es el análogo del experimento con *perfect compliance*.

Sharp RD - Tratamiento



Sharp RD - Idea identificación

En términos de resultados potenciales, donde:

- ▶ $Y_i(1)$ es el resultado de i si recibió tratamiento
- ▶ $Y_i(0)$ es el resultado de i si no recibió tratamiento

El resultado observado es:

$$Y_i = \begin{cases} Y_i(1) & \text{if } x_i \geq x_0 \\ Y_i(0) & \text{if } x_i < x_0 \end{cases}$$

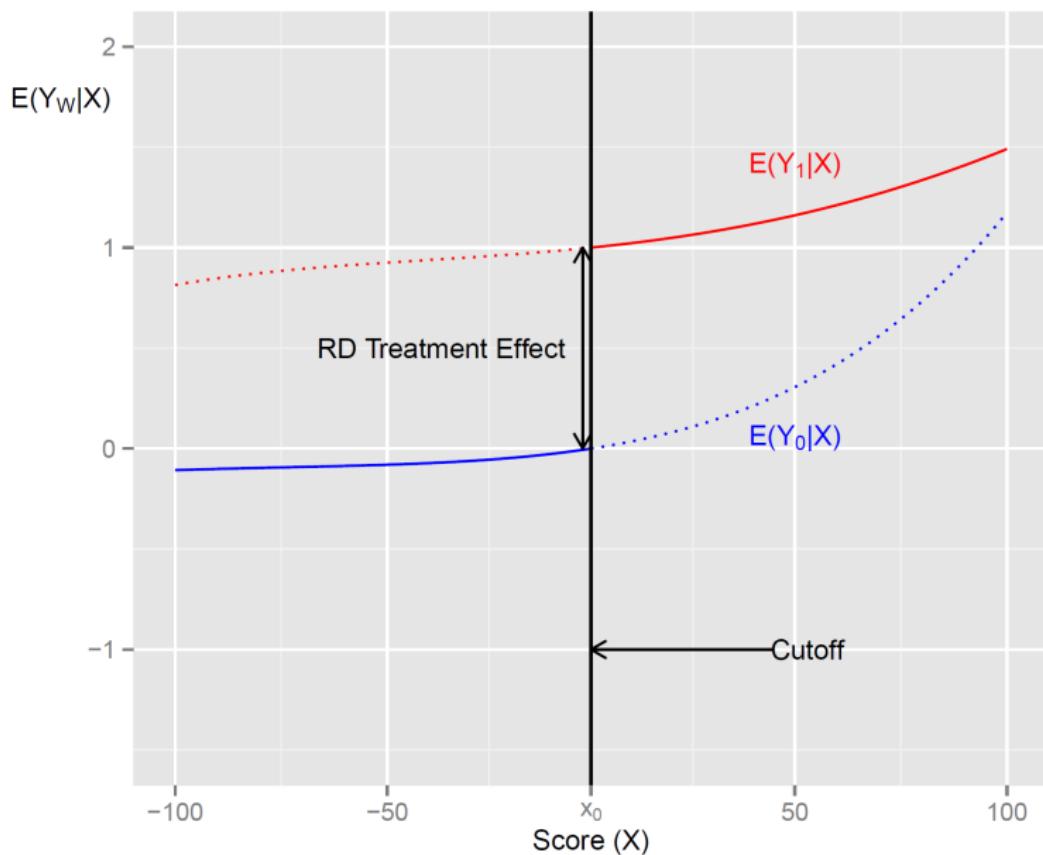
El problema fundamental de la inferencia causal es que solo observamos $Y_i(1)$ para los que están por encima del corte y $Y_i(0)$ para los que están por debajo.

Pero si los resultados potenciales en x_0 no difieren mucho de los resultados *cerca de x_0* entonces se puede recuperar el efecto.

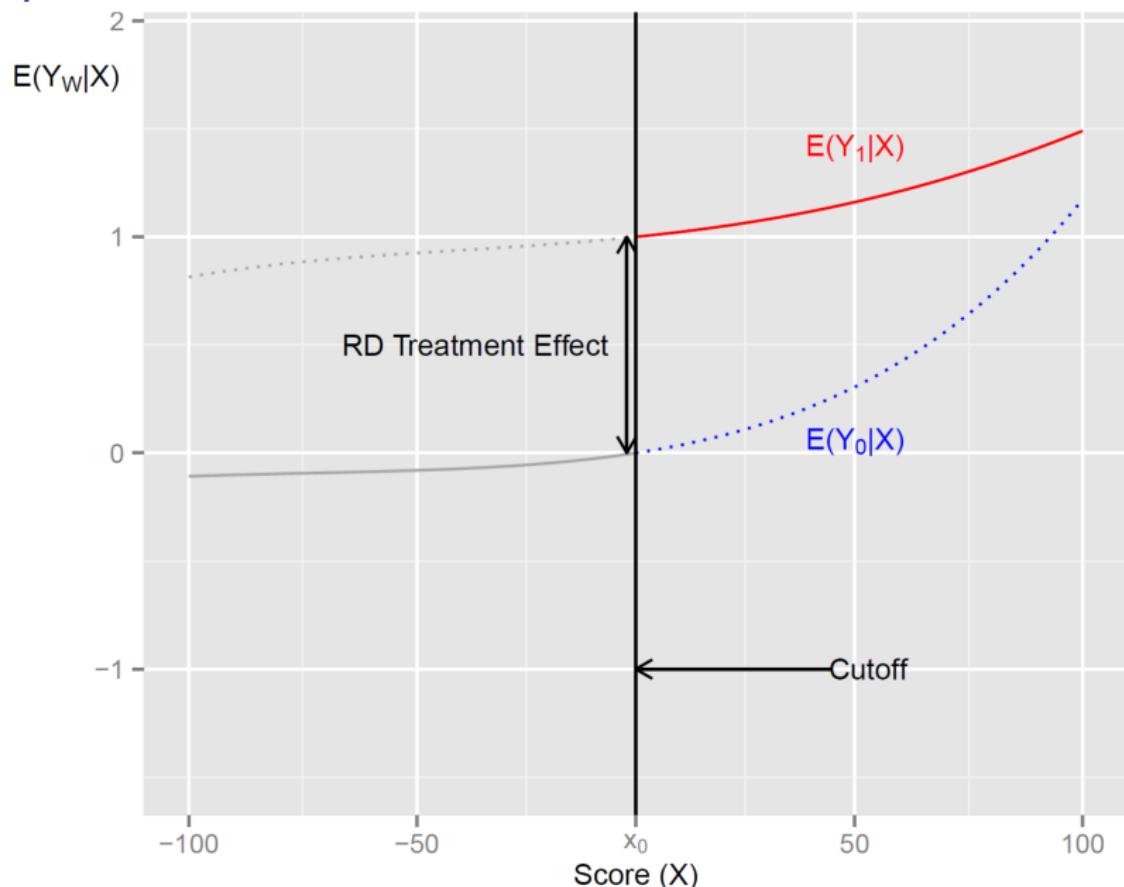
Sharp RD - Idea identificación

$$\tau_{\text{SRD}} = E[Y_i(1) - Y_i(0) \mid X_i = \bar{x}] = \lim_{x \downarrow \bar{x}} E[Y_i \mid X_i = \bar{x}] - \lim_{x \uparrow \bar{x}} E[Y_i \mid X_i = \bar{x}]$$

Sharp RD - Idea de Identificación



Sharp RD - Idea de Identificación



Sharp RD

Podemos modelar el resultado potencial en ausencia del tratamiento $Y_i(0)$ como, por ejemplo, una función de x_i

$$E[Y_i(0)|x_i] = \alpha + \beta x_i$$

Suponiendo que el efecto del tratamiento es igual para todos los tratados

$$Y_i(1) = Y_i(0) + \tau$$

entonces ya tenemos todos los componentes que permiten la identificación:

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \tau T_i + \epsilon_i$$

donde $T_i = \begin{cases} 1 & \text{if } x_i \geq x_0 \\ 0 & \text{if } x_i < x_0 \end{cases}$

Sharp RD

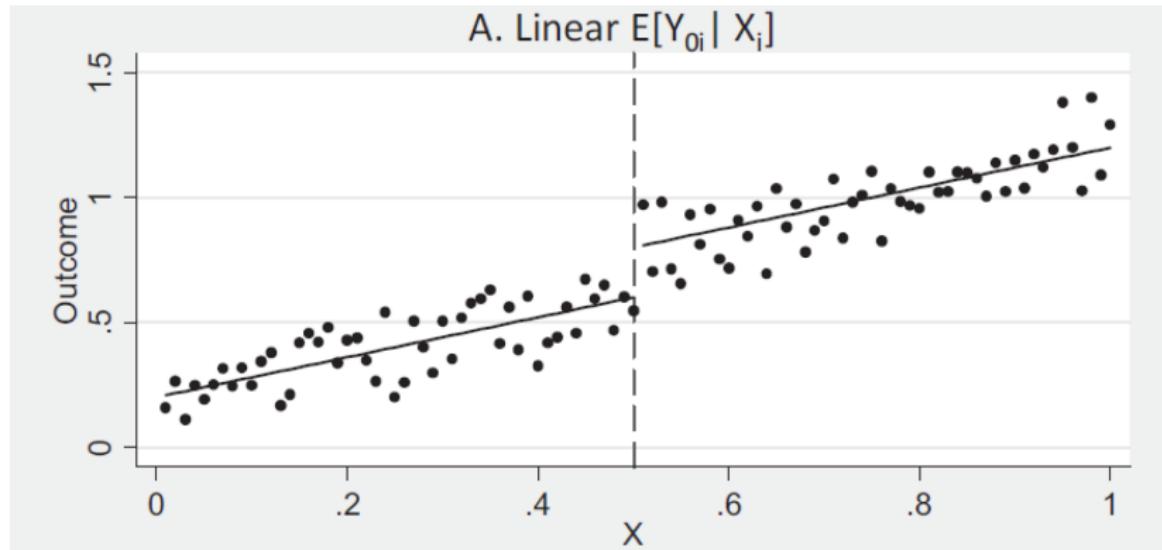


Figure 4: Linear tendency

- ▶ Notar que a diferencia de las estrategias de matching, donde la comparación entre control y tratamiento se da donde los grupos se parecen (i.e., donde tenemos un solapamiento en la esperanza condicional a los observables), aquí por definición no hay solapamiento.
- ▶ La validez del RD radica en nuestra voluntad de extrapolar a través de los valores de x (al menos en el vecindario de la discontinuidad)

Notar que podría ampliarse a una función no necesariamente lineal de x_i

$$E[Y_i(0)|x_i] = f(x_i)$$

Entonces $f(x_i)$ podría ser una función polinómica. Por ejemplo:

$$Y_i = \alpha + \tau * T_i + (X_i - x_0)\beta_1 + (X_i - x_0)^2\beta_2 + \epsilon_i$$

Incluso podríamos permitir que las tendencias difieran a cada lado del corte:

$$Y_i = \alpha + \tau * T_i + (X_i - x_0)\beta_1 + T_i(X_i - x_0)\beta_2 + (X_i - x_0)^2\beta_3 + T_i(X_i - x_0)^2\beta_4 + \epsilon_i$$

Sharp RD

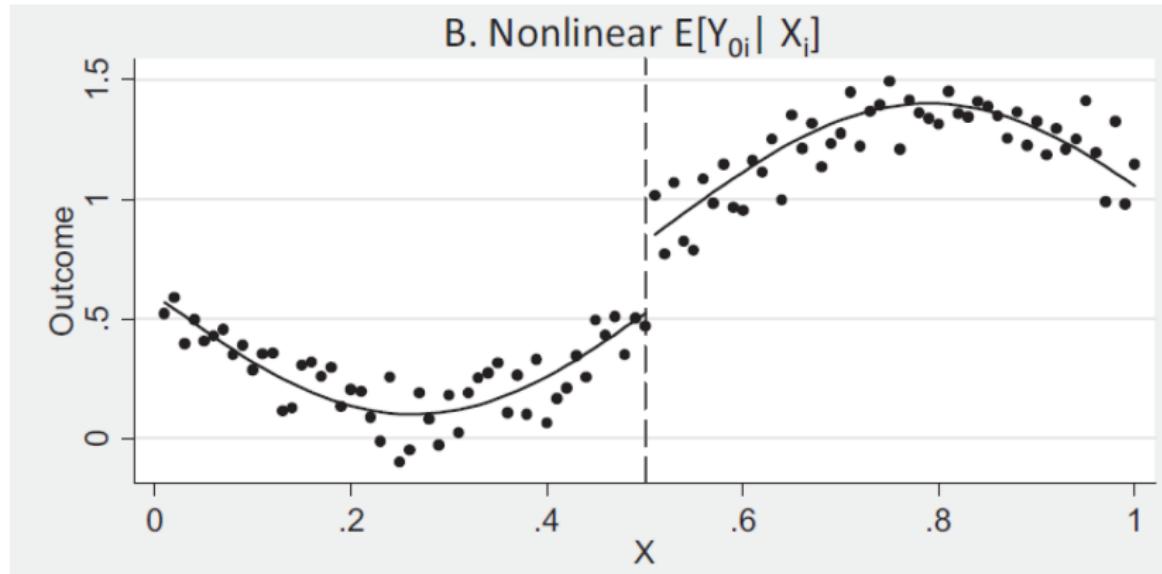


Figure 5: Non-linear trend

Sharp RD

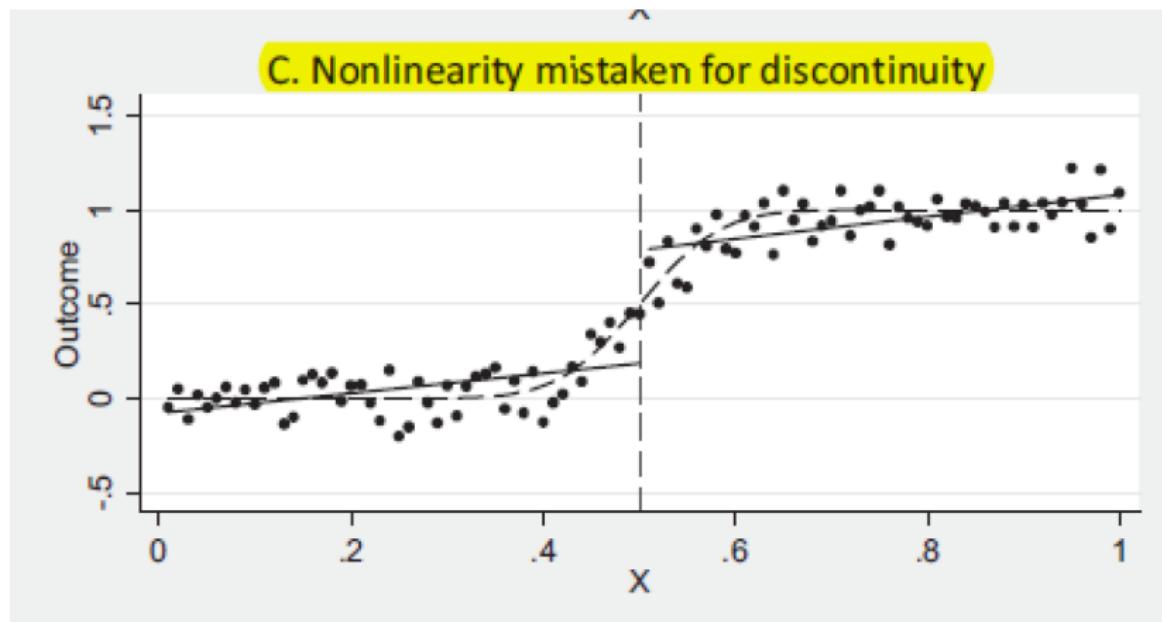


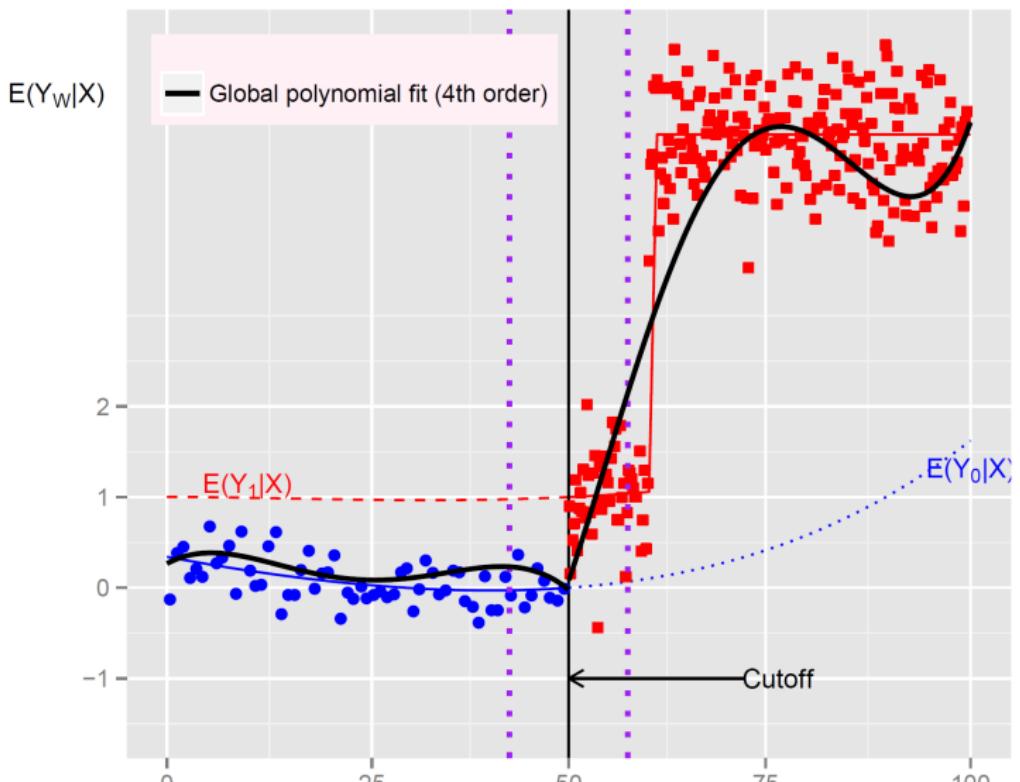
Figure 6: Non linear trend

Global o Local?

- ▶ Se llama estimación *global* a ajustar el modelo sobre todo el soporte de X (que los datos permiten).
- ▶ La aproximación de la función $f(x)$ de manera *global* está **des-recomendada**.
- ▶ Hay varias razones: Los modelos suelen cambiar mucho en el punto de corte con el grado del polinomio que se ajuste
- ▶ Los siguientes slides muestran como cambiaría una aproximación global de una local.

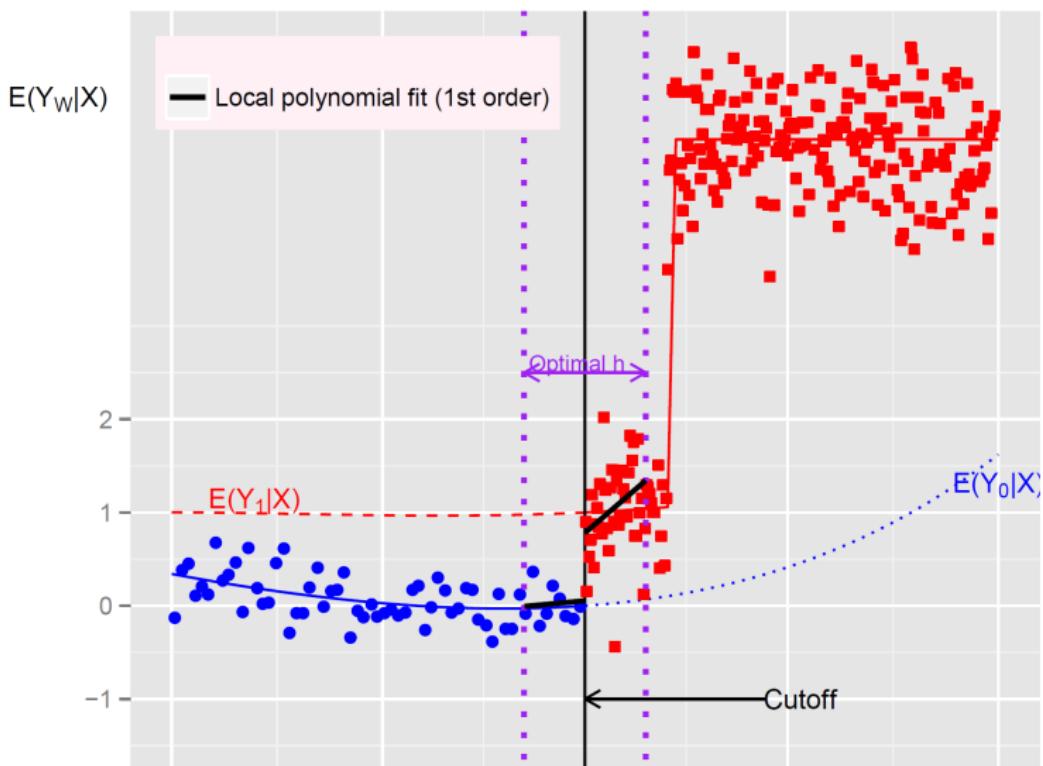
Global o local: Global Approximation

Figure: Danger in Global Approximations



Global o local: Local Approximation

Figure: Danger in Global Approximations



Por qué aproximación *global* no está recomendada. Gelman y Imbens (2017)

Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs*

Andrew Gelman[†] Guido Imbens[‡]

July 6, 2017

Abstract

It is common in regression discontinuity analysis to control for third, fourth, or higher-degree polynomials of the forcing variable. There appears to be a perception that such methods are theoretically justified, even though they can lead to evidently nonsensical results. We argue that controlling for global high-order polynomials in regression discontinuity analysis is a flawed approach with three major problems: it leads to noisy estimates, sensitivity to the degree of the polynomial, and poor coverage of confidence intervals. We recommend researchers instead use estimators based on local linear or quadratic polynomials or other smooth functions.

Keywords: causal identification, policy analysis, polynomial regres-

Polinomio Local

- Idea: Aproximar funciones de regresión localmente. Estimar:

$$\begin{cases} Y_i = \alpha_- + (X_i - x_0)\beta_- + \epsilon_{-,i} & \text{if } -h_n \leq X_i \leq x_0 \\ Y_i = \alpha_+ + (X_i - x_0)\beta_+ + \epsilon_{+,i} & \text{if } x_0 \leq X_i \leq h_n \end{cases}$$

donde h_n define el intervalo local (*bandwidth*) donde estimaremos el modelo.

- El efecto del tratamiento en la discontinuidad es estimado por:

$$\hat{\tau} = \hat{\alpha}_+ - \hat{\alpha}_-$$

$$Y_i = \alpha + \tau * T_i + (X_i - x_0)\beta_1 + T_i(X_i - x_0)\beta_2 + \epsilon_i \quad -h_n \leq X_i \leq h_n$$

- Una vez que tenemos definido el intervalo local, el modelo es lineal así que la inferencia debería ser estándar.

Polinomio local

- ▶ Selección del Bandwith
- ▶ Corrección de sesgo robusta
- ▶ Intervalos de confianza

Métodos para elegir el intervalo local (bandwidth)

Los métodos para construir el bandwidth óptimo :

- ▶ Se construyen métodos basados en que la estimación de la media de cada lado va a tener más varianza mientras más grande la ventana pero mientras más grande menor el desvío esperado.
 - ▶ Minimizar el error cuadrático medio. (Imbens y Kalyanaraman 2012)
 - ▶ Error de Cobertura óptima (Calonico, Cattaneo & Farrel 2016)

Pueden implementarse usando rdbwselect.

Aproximación como un Experimento Local

- ▶ Idea principal: Cerca de la discontinuidad es como si hubiese sido un experimento aleatorio.
- ▶ Emplear métodos de experimentación aleatoria en una ventana pequeña alrededor del corte.
 - ▶ La inferencia puede usar métodos de experimentos:
 - ▶ Diferencias en medias con estadístico t si la muestra aun es grande
 - ▶ Aproximación Fisheriana es posible con muestra pequeña.

Chequeos: Tests Placebo

- ▶ Idea 1: No debería haber discontinuidad en x_0 para otras variables que no estén afectadas, o para variables pre-tratamiento.
- ▶ Idea 2: No debería haber discontinuidad en la variable de resultado Y_i para otros valores de X fuera de x_0
- ▶ Es posible utilizar cualquiera de las técnicas que vimos para la estimación (local, experimento, etc).

Gráficos

Local means: distribuyendo la running variable en bins de igual tamaño de cada lado del corte.

Caso Minimum Legal Drinking Age

[Am Econ J Appl Econ.](#) Author manuscript; available in PMC 2010 Mar 28.

PMCID: PMC2846371

Published in final edited form as:

NIHMSID: NIHMS68174

[Am Econ J Appl Econ.](#) 2009 Jan 1; 1(1): 164–182.

PMID: [20351794](#)

The Effect of Alcohol Consumption on Mortality: Regression Discontinuity Evidence from the Minimum Drinking Age[†]

[Christopher Carpenter](#) and [Carlos Dobkin](#) 

► Author information ► Copyright and License information [Disclaimer](#)

See other articles in PMC that [cite](#) the published article.

Abstract

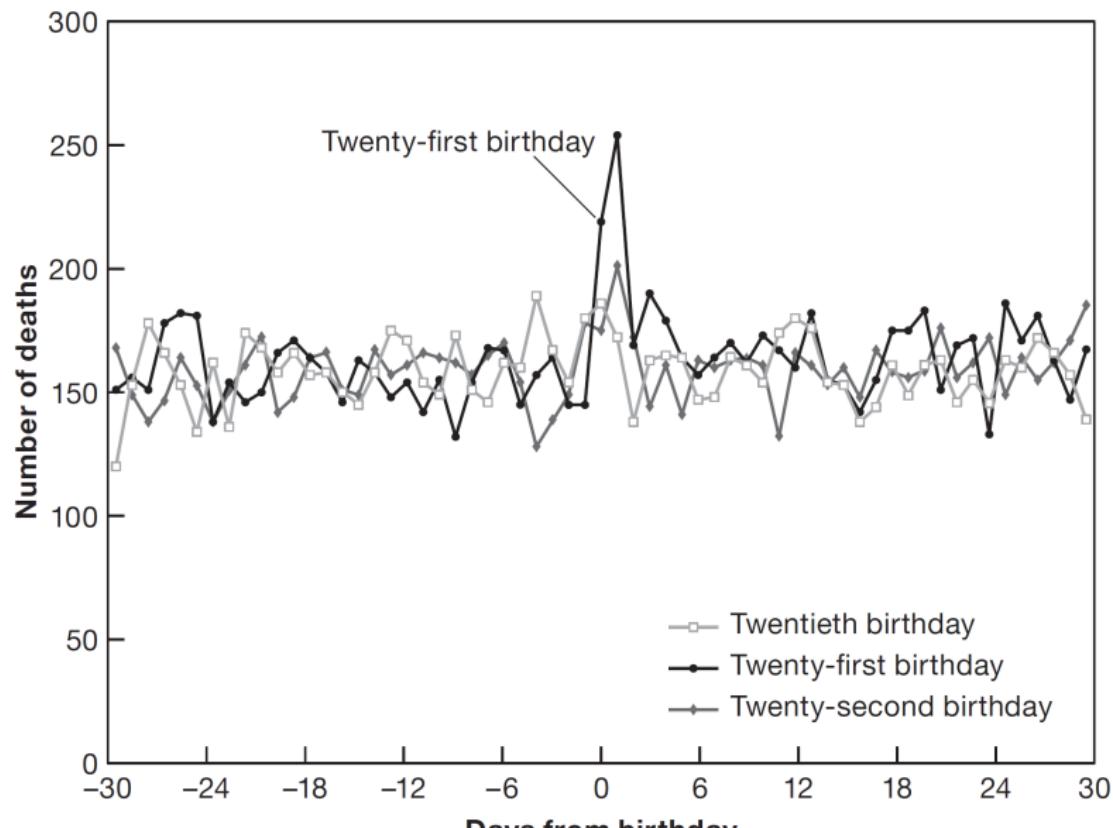
Go to: 

We estimate the effect of alcohol consumption on mortality using the minimum drinking age in a regression discontinuity design. We find large and immediate increases in drinking at age 21, including a 21 percent increase in recent drinking days. We also find a discrete 9 percent increase in the mortality rate at age 21, primarily due to motor vehicle accidents, alcohol-related deaths, and suicides. We estimate a 10 percent increase in the number of drinking days for young adults results in a 4.3 percent increase in mortality. Our results suggest policies that reduce drinking among young adults can have substantial public health benefits. (JEL I12, I18)

Figure 10: 1567026218046

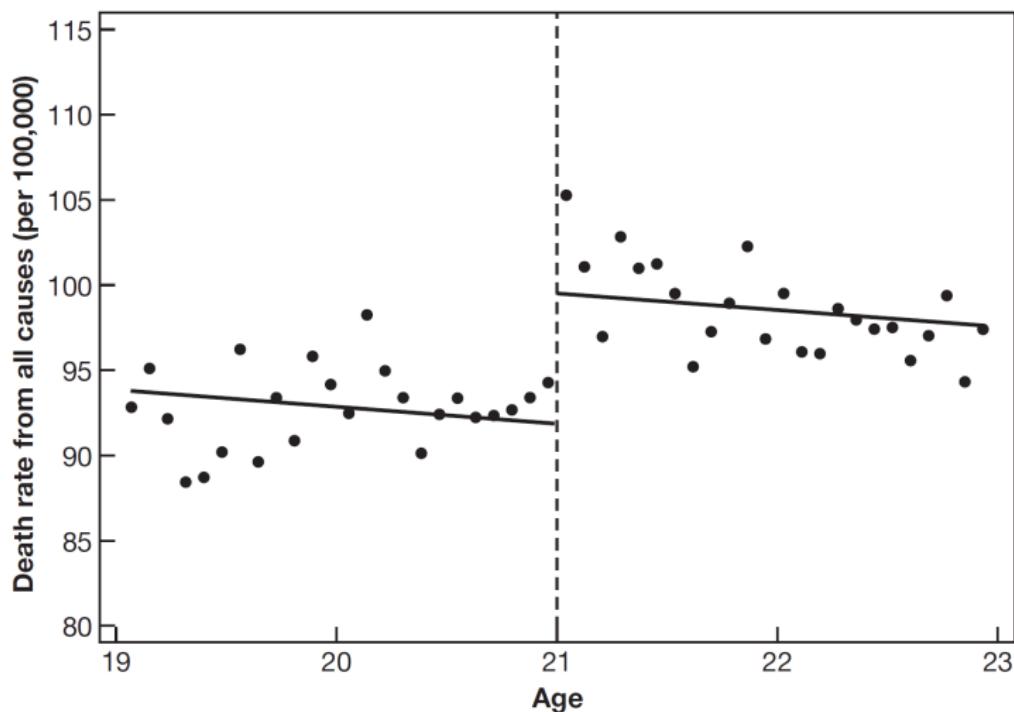
Caso Minimum Legal Drinking Age

FIGURE 4.1
Birthdays and funerals



Caso Minimum Legal Drinking Age

FIGURE 4.2
A sharp RD estimate of MLDA mortality effects



Notes: This figure plots death rates from all causes against age in months. The lines in the figure show fitted values from a regression of death rates on

Caso Minimum Legal Drinking Age

TABLE 4.1
Sharp RD estimates of MLDA effects on mortality

Dependent variable	Ages 19–22		Ages 20–21	
	(1)	(2)	(3)	(4)
All deaths	7.66 (1.51)	9.55 (1.83)	9.75 (2.06)	9.61 (2.29)
Motor vehicle accidents	4.53 (.72)	4.66 (1.09)	4.76 (1.08)	5.89 (1.33)
Suicide	1.79 (.50)	1.81 (.78)	1.72 (.73)	1.30 (1.14)
Homicide	.10 (.45)	.20 (.50)	.16 (.59)	-.45 (.93)
Other external causes	.84 (.42)	1.80 (.56)	1.41 (.59)	1.63 (.75)
All internal causes	.39 (.54)	1.07 (.80)	1.69 (.74)	1.25 (1.01)
Alcohol-related causes	.44 (.21)	.80 (.32)	.74 (.33)	1.03 (.41)
Controls	age	age, age ² , interacted with over-21	age	age, age ² , interacted with over-21
Sample size	48	48	24	24

Notes: This table reports coefficients on an over-21 dummy from regressions of month-of-age-specific death rates by cause on an over-21 dummy and linear or

Fuzzy RD/ Discontinuidad en probabilidad

Una extensión del diseño por discontinuidad es cuando la discontinuidad existe no en una variable determinística sino en la probabilidad de tomar el tratamiento

$$P[T_i = 1|x_i] = \begin{cases} g_1(x_i) & \text{if } x_i \geq x_0 \\ g_0(x_i) & \text{if } x_i < x_0 \end{cases}$$

Por ejemplo:

1. La beca se asigna generalmente en los casos cuando los alumnos tienen un promedio secundario estrictamente mayor que 8, pero no siempre.
2. El microcrédito se asigna solo a aquellos terrenos con una superficie menor a 40 m², pero a veces aún cuando la superficie es pequeña a veces no se otorga.

Fuzzi RD/ Discontinuidad en probabilidad

- ▶ En este caso, se dan las condiciones para pensar en un diseño de VI. Tenemos una variable que estará correlacionada con ser tratado, aunque no perfectamente. Esta variable (un señalador si estamos por arriba o abajo de x_0) puede servir como un instrumento de si se tomó efectivamente el tratamiento o no.
- ▶ Se presta para un diseño 2SLS: Notar que la primera etapa quedará definida por:

$$\lim_{x \uparrow x_0} E[T_i | X_i = x] - \lim_{x \downarrow x_0} E[T_i | X_i = x]$$

Fuzzi RD/ Discontinuidad en probabilidad

La versión del estimador de Wald sería:

$$\frac{\lim_{x \uparrow x_0} E[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \downarrow x_0} E[Y_i | X_i = x]}{\lim_{x \uparrow x_0} E[T_i | X_i = x] - \lim_{x \downarrow x_0} E[T_i | X_i = x]} = \tau$$

Caso: Spatial RD + DD



Effects of regulating the brokerage commission in the rental market: Evidence from Buenos Aires[☆]

Ricardo A. Pasquini*

*Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad Austral, Mariano Acosta 1611, B1629WWA Pilar, Argentina
Escuela de Gobierno, Universidad Torcuato Di Tella, Av. Pres. Figueroa Alcorta 7350, C1428 CABA, Argentina*

ARTICLE INFO

JEL classification:

R3
D04
C23
C01

Keywords:

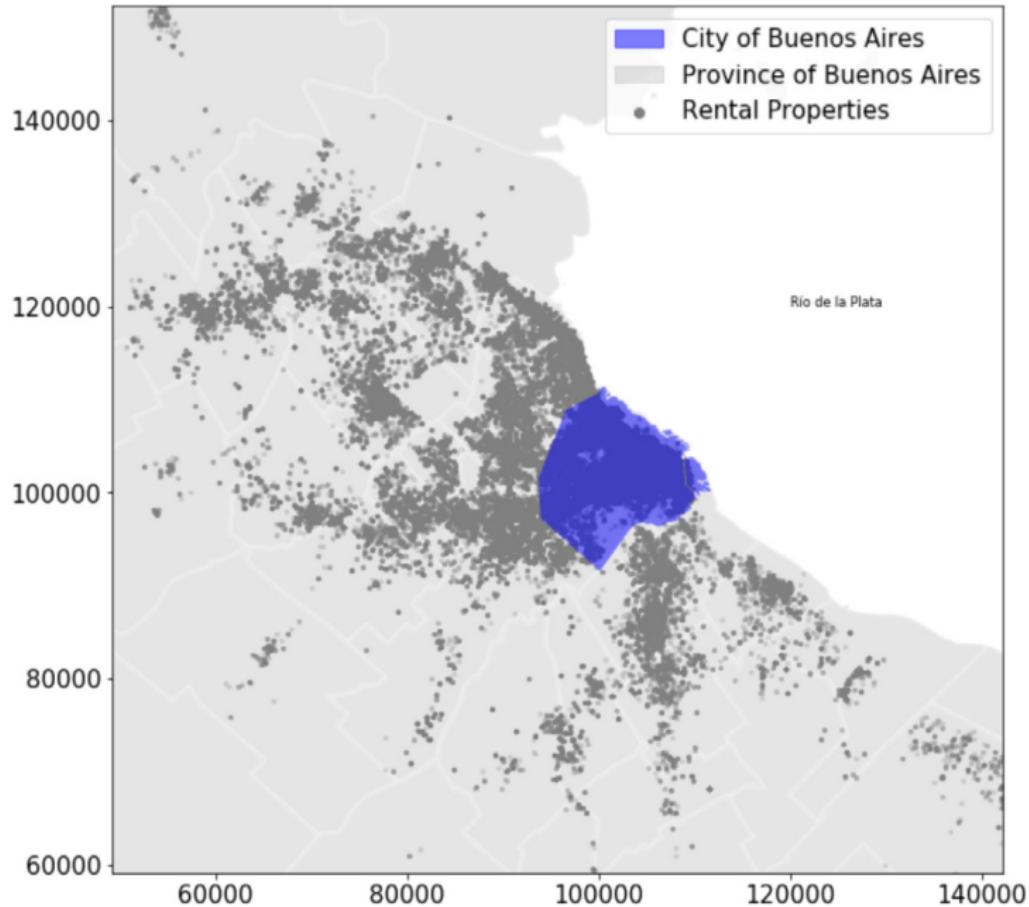
Rental market
Brokerage commission
Difference in geographic discontinuity

ABSTRACT

In the rental market, one of the measures that governments take to benefit tenants is to exempt them from their obligation to pay the real estate commission, transferring this obligation to landlords. A recent experience in the City of Buenos Aires from the sanction of a law of this type has characteristics of a quasi-experiment, allowing the study of the causal effects of this policy on rental prices and related contractual conditions. In order to identify this effect, I propose exploiting the differences in the geographic discontinuity along the city limit. I find an increase in average rents of a magnitude consistent with the theoretical result that owners transfer the value of the commission to tenants but distributed throughout the contract. In other words, it is consistent with a financing effect, where the commission is financed throughout the contract. I also find suggestive evidence indicating owners changed their security deposit requirements, probably to finance the commission.

Figure 14: image-20221110181124974

Caso: Spatial RD + DD



Caso: Spatial RD + DD

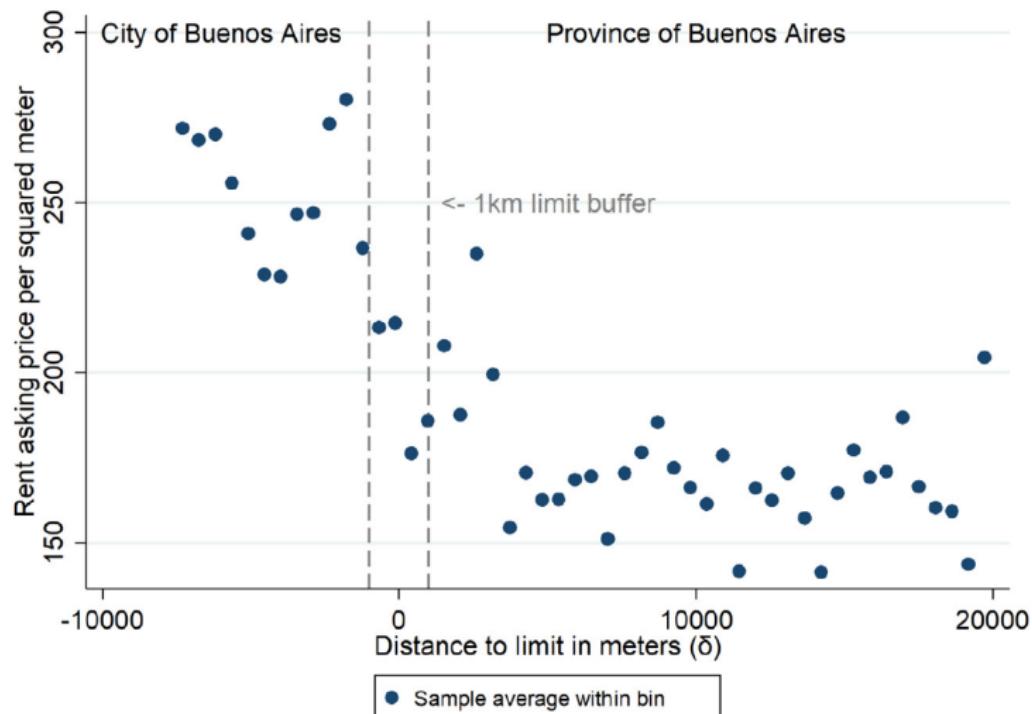


Fig. 2. Urban agglomerate rent gradient, and the area under study.

Figure 16: Urban gradient

Diferencia en la discontinuidad espacial. Versión básica

- ▶ t indexa el tiempo, t^* denota la fecha del cambio regulatorio, la condición de tratamiento T_i es:

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \delta_i \leq 0 \text{ and } t \geq t^* \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

- ▶ Supuesto (s.p.g.): el gradiente urbano tiene un efecto constante en el alquiler β .
- ▶ Supuesto identificación: en la ausencia de la ley, los alquileres están influenciados por efectos específicos de la ciudad y del tiempo:

$$E[Y_{0,i} | \delta_i, t, s] = \delta_i \beta + \gamma_t + \lambda_s$$

donde s denota la ciudad (*CABA* o *Provincia*) y t denota el período.

Diferencia en la discontinuidad espacial. Versión básica

- ▶ Lo suficientemente cerca del límite, en un momento previo a t^*

$$\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow 0} E[Y_{0,i} | \delta_i, t < t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow 0} E[Y_{0,i} | \delta_i, t < t^*] = \lambda_{\text{CABA}} - \lambda_{\text{PROV}}$$

- ▶ Introducida la ley , asumiendo un efecto constante ρ :

$$\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow 0} E[Y_{1,i} | \delta_i, t \geq t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow 0} E[Y_{0,i} | \delta_i, t \geq t^*] = \lambda_{\text{CABA}} + \rho - \lambda_{\text{PROV}}$$

Diferencia en la discontinuidad espacial. Versión básica

- ▶ La diferencia-en-diferencia recupera el efecto causal de interés

$$\begin{aligned} & \left(\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow 0} E[Y_i | \delta_i, t < t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow 0} E[Y_i | \delta_i, t < t^*] \right) - \\ & \left(\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow 0} E[Y_i | \delta_i, t \geq t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow 0} E[Y_i | \delta_i, t \geq t^*] \right) = \rho \quad (1) \end{aligned}$$

Diferencia en la discontinuidad espacial. Versión básica

- ▶ La estimación de ρ , acudimos a una aproximación polinómica local (estándar):

$$\operatorname{argmin}_{\alpha, \lambda, \beta, \phi, \gamma, \rho} \sum_{i=1}^N [Y_i - (\alpha + \lambda CABA_i + f(\delta_i)'\beta + CABA_i f(\delta_i)'\phi + \gamma POST + \rho(CABA * POST))]^2 \quad (2)$$

Donde $f(\delta_i) = (\delta_i, \delta_i^2, \dots, \delta_i^k)'$. Es decir, estimar polinomios locales de orden k.

Curva de efecto del tratamiento geográfica

- ▶ Permitiendo heterogeneidad geográfica (efectos específicos de la ubicación):
 - ▶ la variable subyacente (*running variable*) es redefinida a lo largo del límite.
 - ▶ similar a un RD con cutoffs múltiples.
- ▶ Sea $c \in C$ un punto en el la frontera. En ausencia del cambio regulatorio:

$$E[Y_{0,i} | \delta_i, t, s_c] = \delta_i \beta + \gamma_t + \lambda_{s_c}$$

Donde λ_{s_c} denota el efecto específico de la jurisdicción y la ubicación (coordenadas).

Curva de efecto del tratamiento geográfica

Por lo tanto:

$$\left(\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow \mathbf{c}} E[Y_i | \delta_i, t < t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow \mathbf{c}} E[Y_i | \delta_i, t < t^*] \right) - \\ \left(\lim_{\delta^{\text{CABA}} \rightarrow \mathbf{c}} E[Y_i | \delta_i, t \geq t^*] - \lim_{\delta^{\text{PROV}} \rightarrow \mathbf{c}} E[Y_i | \delta_i, t \geq t^*] \right) = \rho_{\mathbf{c}} \quad (3)$$

Estimación

1. Extensión del polinomio local a una regresión ponderada espacialmente:

$$\operatorname{argmin}_{\alpha, \lambda, \beta, \phi, \gamma, \rho_c} \sum_{i=1}^N w_{i,c} [Y_i - (\alpha + \lambda CABA_i + f(\delta_i)'\beta + CABA_i f(\delta_i)'\phi + \gamma POST)]$$

para cada punto \mathbf{c} , donde $w_i \equiv \frac{1}{d(\mathbf{c}, \mathbf{i})}$ y $d(\mathbf{c}, \mathbf{i})$ representa la distancia euclídea entre \mathbf{c} e \mathbf{i} .

- ▶ Ventaja: continuo por construcción. Desventaja: Sensible a zonas con baja oferta.

Estimación

2. Estimación en bins espaciales

- ▶ $J = \{j = 1, 2, \dots, n\}$ es un set de n puntos equidistantes ubicados en el límite y $P = \{P_j : j = 1, 2, \dots, n\}$ es una partición de n bins espaciales donde

$$i \in P_{j'} \text{ if } j' = \operatorname{argmin}_{j \in J} d(i, j)$$

y $d(i, j)$ representa la distancia euclídea entre las coordenadas de i y j .

- ▶ La limitación obvia es la pérdida de observaciones con consecuencias en bias y varianza.

Caso: Spatial RD + DD

Table 2

Effects of the Law on Rent Values: Difference in RD. Local polynomial approach.

Dependent: Log rent per m ²	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Distance to limit	7.26e-05** (2.87e-05)	3.89e-05 (3.10e-05)	-0.000157 (0.000111)	1.38e-05 (1.94e-05)	3.28e-05** (1.50e-05)
CABA	0.124*** (0.0300)	0.0790** (0.0324)	0.0761^ (0.0434)	0.119*** (0.0244)	0.0994*** (0.0226)
Post	0.413*** (0.0195)	0.397*** (0.0222)	0.413*** (0.0195)	0.431*** (0.0170)	0.410*** (0.0151)
CABA*Post	0.0550** (0.0233)	0.0800*** (0.0259)	0.0545** (0.0233)	0.0395* (0.0220)	0.0421** (0.0176)
Amenities	0.192*** (0.0128)	0.228*** (0.0145)	0.189*** (0.0128)	0.241*** (0.0130)	0.197*** (0.00846)
Constant	4.884*** (0.0237)	5.053*** (0.0291)	4.924*** (0.0303)	4.887*** (0.0155)	4.899*** (0.0185)
Observations	3,142	2,690	3,142	3,142	5,943
R-squared	0.417	0.432	0.418	0.424	0.429
Polynomial treatment interaction	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Other Controls	No	Rooms, Surface, Covered surface	No	No	No
Kernel	Uniform	Uniform	Uniform	Triangular	Uniform
Bandwidth type	MSE-error optimal	MSE-error optimal	MSE-error optimal	MSE-error optimal	MSE-error optimal
Bandwidth in meters	1109	1109	1109	1109	1687
Polynomial degree	1	1	2	1	1

Note: Heteroscedasticity-robust standard errors in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Figure 17: Regressions

Caso: Spatial RD + DD

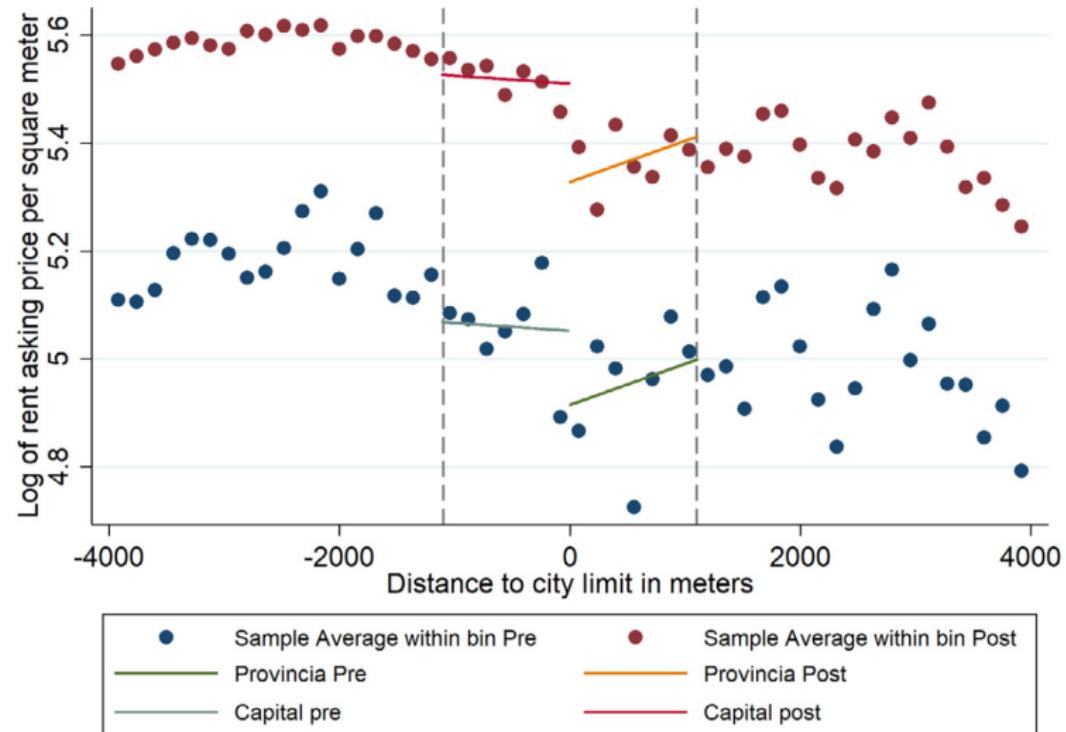
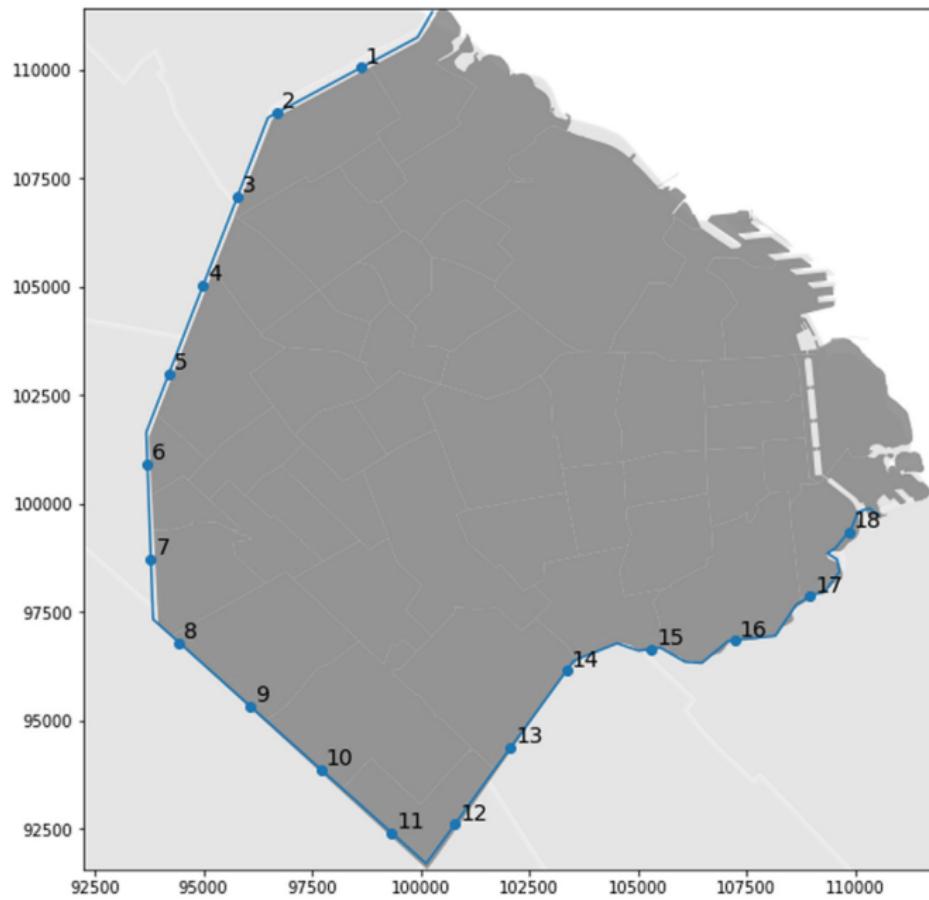
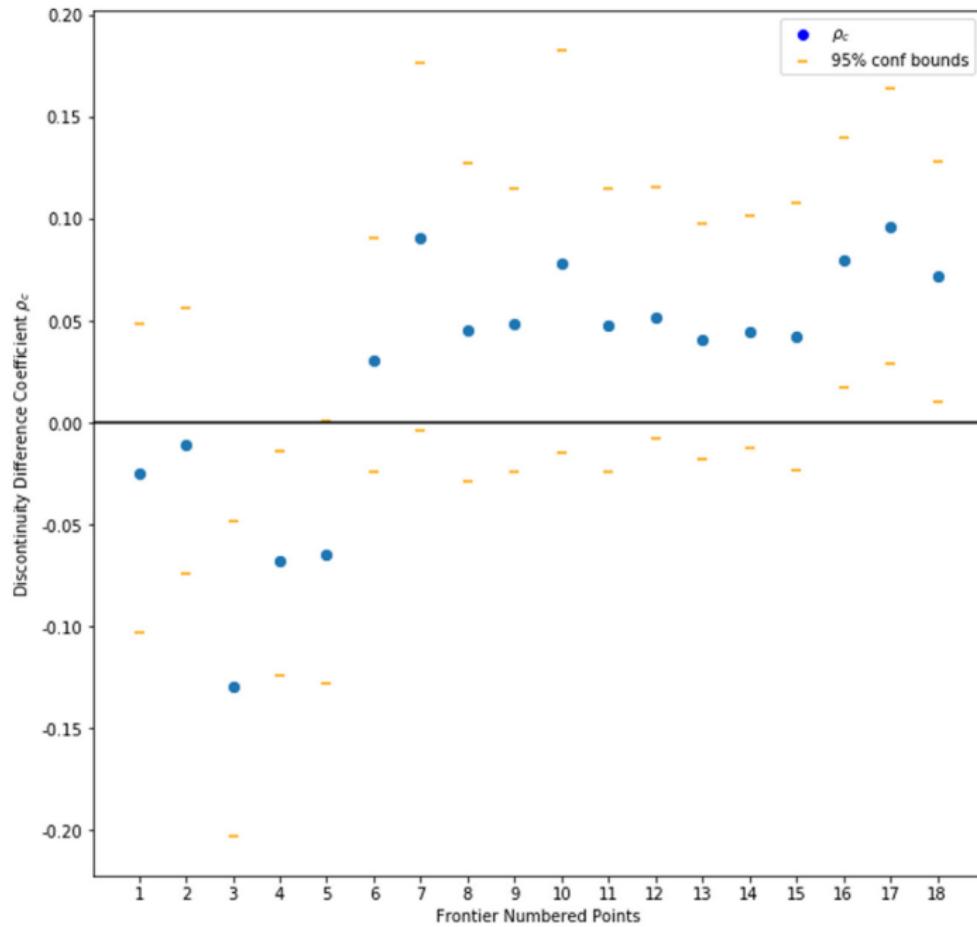


Fig. 5. Local Polynomial Estimation with Optimal Bandwidth.

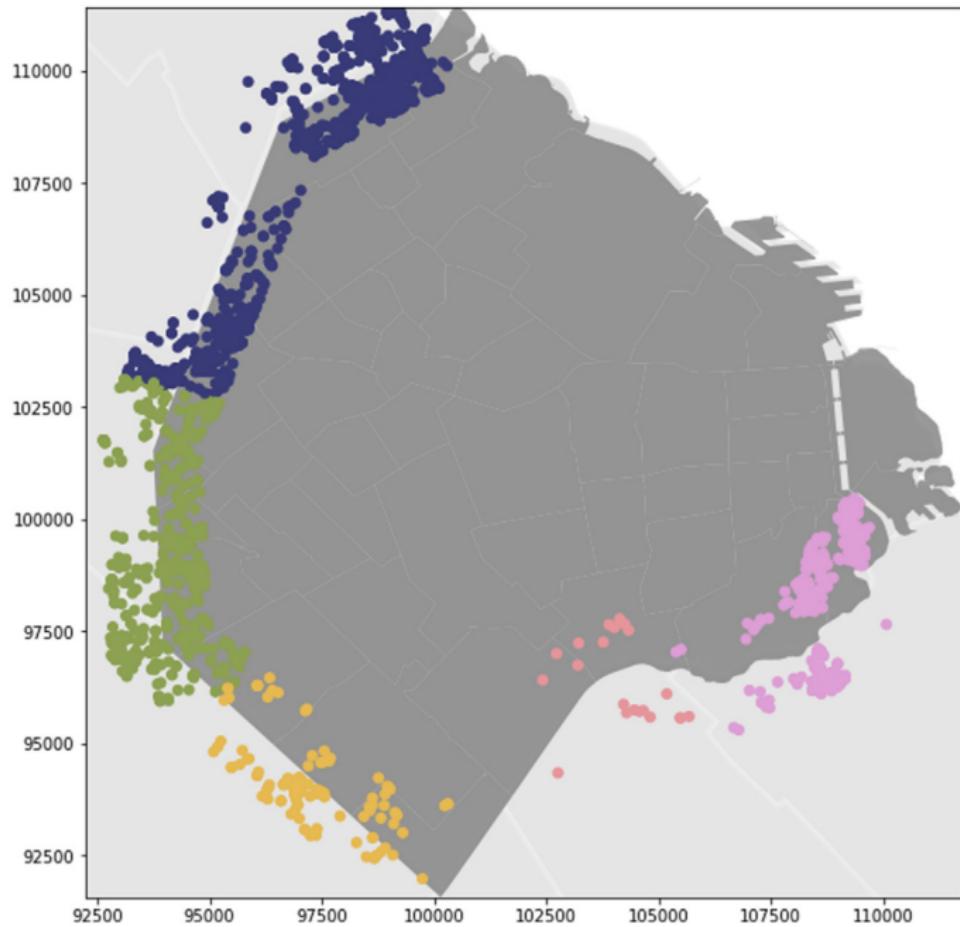
Caso: Spatial RD + DD



Caso: Spatial RD + DD



Caso: Spatial RD + DD



Caso: Spatial RD + DD

Table 3

Effects of the Law on Rent Values: Difference in RD.

Dependent: Log rent per m2	Spatial Bin 1	Spatial Bin 2	Spatial Bin 3	Spatial Bin 5
Distance to limit	8.10e-05** (3.36e-05)	4.57e-05 (4.95e-05)	0.000191** (9.26e-05)	0.000408*** (9.94e-05)
CABA	0.140*** (0.0349)	0.123** (0.0584)	0.173 (0.124)	0.323*** (0.0910)
Post	0.491*** (0.0229)	0.399*** (0.0351)	0.390*** (0.0615)	0.367*** (0.0530)
CABA*Post	-0.0528* (0.0289)	0.0667 (0.0477)	0.0870 (0.112)	0.0781 (0.0567)
Constant	5.011*** (0.0261)	4.824*** (0.0400)	4.571*** (0.0681)	4.554*** (0.0829)
Observations	1,636	626	139	719
R-squared	0.414	0.426	0.378	0.445
Polynomial treatment interaction	Yes	Yes	Yes	Yes
Kernel	Uniform	Uniform	Uniform	Uniform
Bandwidth type	MSE-error optimal	MSE-error optimal	MSE-error optimal	MSE-error optimal
Bandwidth in meters	1109	1109	1109	1109
Polynomial degree	1	1	1	1

Note: Standard errors in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Figure 22: image-20221110181725257

Referencias

- ▶ Angrist, Joshua D, and Jörn-Steffen Pischke. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton university press, 2008.
- ▶ Cattaneo, Matias D., Rocio Titiunik, and Gonzalo Vazquez-Bare. 2019. "The Regression Discontinuity Design." *ArXiv:1906.04242 [Econ, Stat]*, June.
<http://arxiv.org/abs/1906.04242>.
- ▶ Pasquini, R. A. (2021). Effects of regulating the brokerage commission in the rental market: Evidence from Buenos Aires. *Journal of Housing Economics*, 54, 101793.