

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2020-05

La Eficacia de las Deducciones Fiscales por
Contratación de Trabajadores en Áreas Deprimidas

Jorge Pérez Pérez
Banco de México

Michael Suher
Federal Reserve Board

Junio 2020

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

The Efficacy of Hiring Credits in Distressed Areas*

Jorge Pérez Pérez[†]
Banco de México

Michael Suher[‡]
Federal Reserve Board

Abstract: We analyze the efficacy of hiring tax credits, particularly in distressed labor markets. These types of programs have proven hard to assess as their introduction at the state level tends to be endogenous to local conditions and future prospects. We conduct an empirical study of a hiring tax credit program implemented in North Carolina in the mid 1990s, which has a quasi-experimental design. Specifically, the 100 counties in the state are ranked each year by a formula trying to capture their economic distress level. The generosity of the tax credits jumps discontinuously at various ranking thresholds allowing for the use of regression discontinuity methods. Our estimates show fairly sizable and robust impacts on unemployment - a \$9,000 credit leads to a nearly 0.5 percentage points reduction in the unemployment rate in the counties where the credit was made available. The attendant increase in employment levels appears to be around 3%.

Keywords: Hiring tax credits, employment, local labor markets

JEL Classification: J2, R14

Resumen: Analizamos la eficacia de las deducciones fiscales por contratación de trabajadores, principalmente en mercados laborales deprimidos. Este tipo de programas han sido difíciles de evaluar porque su introducción tiende a ser endógena a condiciones económicas locales y perspectivas futuras. Realizamos un estudio empírico de un programa implementado en Carolina del Norte, Estados Unidos, a mediados de los años 90, que tiene un diseño cuasi-experimental. Específicamente, los 100 condados del estado son clasificados cada año de acuerdo a una fórmula que trata de capturar la profundidad de su debilidad económica. La generosidad de los créditos fiscales cambia de manera abrupta en varios umbrales de la clasificación, permitiendo el uso de métodos de regresión discontinua. Las estimaciones muestran impactos considerables y robustos en el desempleo: un crédito de 9,000 dólares lleva a una reducción de alrededor de 0.5 puntos porcentuales en la tasa de desempleo en los condados donde dicha deducción estuvo disponible. El incremento asociado en el empleo es de alrededor de 3%.

Palabras Clave: Deducciones fiscales por contratación, empleo, mercados laborales locales

*We thank Matthew Baird, Patrick Button, Serena Canaan, Pierre Cahuc, John Friedman, Cecilia García, Daniel Hammermesh, David Jaume, Gustavo Leyva, Ann Macheras, Diego Mayorga, Pascal Michailat, Silda Nikaj, Alejandrina Salcedo, Matthew Turner, Gonzalo Vasquez-Bare, Cullen Wallace, and participants at multiple seminars.

[†] Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. Email: jorgepp@banxico.org.mx.

[‡] Quantitative Risk Management Section, Federal Reserve Board. Email: michael.suher@frb.gov.

1. Introducción

Los créditos fiscales a la contratación son una política comúnmente utilizada a nivel estatal en Estados Unidos. Además, son parte de programas a nivel federal para enfrentar tanto depresiones de corto plazo como dificultades económicas de largo plazo. Son una política pública basada en el lugar, en la medida en que su objetivo es revitalizar a una unidad geográfica específica en vez de a los trabajadores de manera individual. La evidencia previa en torno a su eficacia ha sido mixta, con efectos en el empleo nulos o positivos dependiendo del tipo de crédito.

La evaluación empírica de estas políticas es difícil, pues su promulgación está típicamente diseñada de manera endógena a las perspectivas económicas o a las dificultades económicas locales. La dirección de los sesgos al evaluar estas políticas tampoco es clara. Un desempeño económico particularmente pobre puede opacar los impactos de estos programas incluso si son positivos. En contraste, la reversión a la media en áreas que experimentaron choques negativos recientemente podría ser atribuida de manera equivocada al efecto de la política. Examinamos una serie de programas de créditos fiscales en el estado de Carolina del Norte, Estados Unidos, cuya estructura permite una estimación causal de los efectos de la política. Los programas asignan el monto del crédito fiscal de acuerdo a una clasificación de dificultad económica construida a partir de varias variables económicas. Incluyen umbrales a través de los cuales el monto del crédito cambia de manera discontinua, permitiendo hacer estimaciones de regresión discontinua (RD). Encontramos reducciones significativas en las tasas de desempleo, que aumentan en el tiempo, y son de alrededor de 0.5 puntos porcentuales para un crédito de \$9000 dólares. Encontramos incrementos en el empleo de alrededor del 3%. Además, mostramos que estimaciones de diferencias-en-diferencias no habrían encontrado un efecto en el empleo, indicando la importancia de usar métodos que controlen por variables inobservables que cambian en el tiempo.

Algunos artículos anteriores han considerado razones teóricas para subsidiar la contratación. Neumark (2013) resalta los potenciales grandes beneficios de políticas como los créditos fiscales a la contratación, orientados a estimular la demanda de trabajo durante una recesión. En este contexto, las rigideces salariales a la baja anulan el impacto de políticas para estimular la oferta de trabajo. Kline y Moretti (2013) construyen un modelo de equilibrio espacial con diferencias persistentes de largo plazo en tasas de desempleo entre áreas, como se observa empíricamente. Las firmas en áreas de alto desempleo y baja productividad abren muy pocas vacantes debido a costos de contrata-

ción excesivos, dando una razón para subsidiar la contratación en áreas en dificultades. Amior y Manning (2018) encuentran que las áreas en dificultades experimentan choques de demanda negativos con correlación serial, que llevan a salidas del empleo rápidas y continuas. También hay salidas de población, pero no tan rápidas como las salidas del empleo, lo que causa que las tasas de desempleo se mantengan elevadas.

Una desventaja conocida de los créditos fiscales a la contratación, en la teoría y en la práctica, es el desperdicio, entendido como un alto porcentaje de créditos fiscales reclamados por firmas que de todas maneras habrían contratado empleados en ausencia del programa. Bartik (2001) resalta que los créditos son usualmente bastante pequeños, de manera que, comparados a otros programas, parecen favorables incluso teniendo en cuenta el desperdicio. El uso de créditos fiscales durante recesiones y/o en áreas en dificultades puede reducir la preocupación en torno al desperdicio, aunque la rotación de trabajos puede ser problemática también. Esta sucede cuando las firmas aumentan las contrataciones y los despidos simultáneamente. Como nuestro análisis se enfoca en los niveles totales de empleo y tasas de desempleo, nuestras estimaciones de los efectos de los programas son netos de rotación. Además, el programa que estudiamos obligaba a las firmas a mantener los incrementos en la nómina atribuidos a las nuevas contrataciones durante varios años para obtener el pago total del crédito fiscal. El desplazamiento de las contrataciones en sectores en los que no hubo créditos es una preocupación adicional, pero Michaillat (2014) argumenta que en áreas con altas tasas de desempleo, la abundancia de personas buscando trabajo limita los incrementos en el ajuste del mercado laboral, llevando a multiplicadores locales más grandes de las contrataciones subsidiadas a otros empleos a nivel local.

Nuestro artículo contribuye de manera más directa a la literatura que ha buscado medir de manera empírica si los créditos fiscales a la contratación son efectivos, y hasta qué punto lo son. Neumark y Grijalva (2015) utilizan variación entre estados en la adopción de créditos fiscales a la contratación para estimar su impacto. No encuentran impactos en el crecimiento del empleo en general, aunque encuentran efectos pequeños positivos en algunos casos, como durante recesiones, o para programas que incorporan cláusulas de recaptura. Para enfrentar la endogeneidad de la adopción de estos programas, usan tendencias contrafactuales del empleo basadas en la composición industrial de cada estado antes de la implementación de las políticas. Aunque se sabe que estas medidas de empleo predicho están fuertemente correlacionadas con cambios en el empleo cada década, podrían no capturar tendencias contrafactuales en el empleo de más corto plazo, particularmente durante las recesiones. Aunque nuestro uso de métodos

de regresión discontinua posiblemente ofrece estimaciones de los efectos del programa más cercanas a un efecto causal, también calculamos estimaciones de diferencias-en-diferencias. De esta manera alineamos el artículo con los intentos previos de evaluar los efectos de los créditos fiscales a la contratación que usan esta técnica. Además, esto nos permite caracterizar la dirección y la magnitud del sesgo por endogeneidad. También extendemos los análisis previos al considerar el impacto de los créditos fiscales a la contratación en las tasas de desempleo.

El programa federal de Zonas de Empoderamiento (EZ, por sus siglas en inglés), que incluye un componente de subsidios a la contratación, fue estudiado por Busso et al. (2013). El impacto del programa fue identificado usando áreas con aplicaciones a EZ que fueron rechazadas o áreas que recibieron EZ posteriormente como grupo de control. Freedman (2013) estudia el programa de Zonas de Empresa (“Enterprise Zones”) usando un enfoque de regresión discontinua basado en la asignación de zonas en Texas de acuerdo a umbrales de pobreza a nivel de vecindario. Ambos estudios encuentran efectos positivos en el empleo de los residentes de los vecindarios elegidos para los programas. La política que investigamos en este artículo es diferente, pues se aplica a condados que son más amplios que vecindarios específicos.

Recientemente, Cahuc et al. (2018) usan métodos de diferencias-en-diferencias y variables instrumentales para evaluar una política de créditos fiscales a la contratación en Francia durante la Gran Recesión, restringido a firmas pequeñas y a trabajadores de bajo salario. Encuentran efectos significativos en el empleo para las firmas elegibles. También encuentran que el programa fue particularmente barato, aunque sus simulaciones muestran que esto se debió a que el programa fue temporal y no anticipado.

Una fuente potencial de sesgos en la evaluación de los créditos fiscales a la contratación es analizado por Chirinko y Wilson (2016), quienes explotan la variación estatal en la adopción de créditos a la contratación enfocándose en la posibilidad de anticipación fiscal que podría hacer que las firmas inicialmente reduzcan las contrataciones, y luego las aumenten cuando los créditos están disponibles. Encuentran evidencia de efectos positivos de dos a tres años después del programa, lo cuál es consistente con nuestros resultados. También encuentran evidencia de caídas en el empleo antes del programa, que podrían sesgar las estimaciones del efecto en el empleo hacia arriba hasta en un 33%. Nuestro uso de datos anuales en vez de mensuales debería ayudar a reducir este sesgo.

Describimos la mecánica del programa de créditos fiscales a la contratación de Carolina del Norte en la sección 2. En la sección 3, resumimos nuestras fuentes de datos

y hacemos un resumen del estado del mercado de trabajo durante nuestro periodo de muestra. Describimos la estrategia de estimación en la sección 4. En la sección 5, mostramos los resultados de la estimación. Concluimos en la sección 6.

2. Programa de Créditos Fiscales a la Contratación en Carolina del Norte

A mediados de los años 80, el gobierno estatal de Carolina del Norte estaba preocupado por la divergencia económica entre los 100 condados del estado. Un programa de incentivos fiscales comenzó a partir de 1988 para solucionar este problema en los condados con una economía menos robusta. El Departamento de Comercio del estado se encargó de clasificar a los condados por nivel de dificultad económica cada año, utilizando una escala de 1 a 100, mediante de una formula definida en la ley. Esta clasificación se utilizó para segmentar a los condados en niveles que determinaban el monto del crédito fiscal a los que un condado podía ser acreedor. En 1996 y 2007 ocurrieron cambios sustanciales a este programa; sin embargo, la formula de clasificación y la segmentación en niveles se mantuvo igual. La última aplicación del programa fue en 2014 y el programa no ha sido reemplazado, aunque la clasificación de condados se sigue calculando hasta la fecha (Program Evaluation Division, 2015). Los montos históricos de los créditos fiscales se resumen en la Tabla 1.

Tabla 1: Monto del Crédito por Nivel de Dificultad Económica (Dólares)

Clasificación de Dificultad Económica												
Años	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100		
Ronda 0: 1988-1995	2,800											
Ronda 1: 1996-2006	12,500	3,000-4,000				500-1,000						
Ronda 2: 2007-2013	12,500				5,000				750			

Nota: Los condados con una clasificación más baja tienen mayor dificultad económica. Fuente: Departamento de Comercio de Carolina del Norte.

En este estudio nos enfocamos en el programa William S. Lee, que comenzó en 1996 y corresponde a la ronda 1 en la Tabla 1, pues proporciona el diseño cuasi-experimental más limpio (los detalles de los programas correspondientes a la ronda 0 y ronda 2 se describen en el apéndice). A diferencia de su predecesor, este programa extendió la

elegibilidad a empresas dentro de los 100 condados, pero siguió reservando los créditos mayores a empresas dentro de condados con mayor dificultad económica. Créditos de \$12,500 se ofrecían a los condados más afligidos, clasificados en el nivel 1. Las empresas en los condados con dificultad económica moderada, dentro del nivel 2, eran elegibles para recibir créditos en un rango de \$3,000 a \$4,000 por cada contratación, mientras que en los condados con menor dificultad económica, clasificados dentro del nivel 3, las empresas podían recibir créditos dentro de un rango de \$500 a \$1,000.¹ Nuestro análisis se enfoca en la comparación entre los niveles 1 y 2, y en una diferencia promedio en el monto de crédito de \$9,000.²

El programa William S. Lee clasificaba a los condados en base a tres medidas: tasa de desempleo, ingreso per cápita y crecimiento de la población. La Tabla A.1 del apéndice muestra un ejemplo de este proceso para uno de los años del programa. Primero, los condados se clasifican del 1 al 100 de acuerdo a cada una de las medidas. Luego, estas tres clasificaciones se suman, y los condados se ordenan de acuerdo a esta suma para crear la clasificación del 1 al 100 de dificultad económica para el siguiente año. Los diez condados con menor clasificación, correspondientes a los que tienen una mayor dificultad económica, se asignan al nivel 1. Los condados con una clasificación mayor o igual a 11 se asignan al nivel 2. Durante la aplicación del programa, el número de condados designados al primer nivel se incrementó cada año debido a la inclusión de excepciones a la regla de clasificación original si un condado tenía muy poca población y altos niveles de pobreza.³ Para el 2006, el último año del programa, 28 condados se asignaron al nivel 1 y fueron elegibles para los créditos más grandes.

Debido a que los condados era reclasificados cada año, el estatus de tratamiento no

¹De acuerdo a la definición oficial del programa, hay cinco niveles en la ronda 1 del programa. El nivel 1 es el mismo que en nuestra definición. Combinamos los niveles 2 y 3, y los niveles 4 y 5, pues entre ellos la intensidad del programa es similar, de acuerdo al monto del crédito al que eran elegibles las firmas en cada nivel.

²Esto se refiere a la diferencia del crédito promedio del nivel 1, \$12,500, menos el crédito promedio del nivel 2, \$3,500. Estimaciones similares con RD entre los niveles 2 y 3 se ven afectadas por la ronda anterior del programa. Aunque el procedimiento de clasificación cambio entre la ronda 0 y la ronda 1, aún hay un cambio discontinuo en la probabilidad de elegibilidad en la ronda 0 en el puesto 50, que separa los niveles 2 y 3.

³Las excepciones se daban de la siguiente manera: un condado que ingresa por primera vez al nivel 1, se quedará en el mismo nivel el siguiente año, sin importar su clasificación. A partir del año 2000, los condados con una población menor a 10,000 y un nivel de pobreza arriba de 16%, ingresaban de manera automática al nivel 1, con un aumento de población a 12,000 en el año 2002. Estos condados se agregaban al nivel 1 junto con los condados que habían sido asignado a este nivel con la regla de asignación estándar. Además, condados con una población menor a 50,000 y una tasa de pobreza mayor a 18% se les reducía en uno el nivel asignado de acuerdo a la clasificación.

siempre es constante, con ocasionales cambios entre niveles, adicionales a la expansión del nivel 1 a través del tiempo. La Figura 1 muestra la distribución geográfica de los condados por nivel para la primera y última asignación del programa William S. Lee.⁴

Solo las empresas en ciertas industrias eran elegibles para el programa, siendo las principales las manufacturas, el comercio al por mayor, el almacenamiento y las relacionadas con el procesamiento de datos. Si bien no existía el requisito de que las contrataciones fueran de cierto tipo de trabajador, como los que actualmente están desempleados, tenían que ser nuevos empleados (*i.e.* no transferidos de otra área del estado), que trabajaban de tiempo completo y tenían un ingreso por encima del salario promedio del condado. El tamaño del crédito se basó en el condado donde se encontraba el lugar de trabajo, no en el condado de residencia de un empleado, que podría diferir para algunos trabajadores que vivían en un condado diferente al en que trabajaban. El crédito tuvo una vigencia de cuatro años, pero los pagos de los últimos años se perdían si la empresa reducía su número total de empleados.

Además de créditos fiscales, el programa William S. Lee también ofrecía otras formas de incentivos, especialmente para la inversión en maquinaria y equipo (M&E) y gastos de investigación y desarrollo (I&D). Sin embargo, estos incentivos adicionales tuvieron discontinuidades más atenuadas en términos de la generosidad de los créditos al cruzar los umbrales de asignación a cada nivel, y sus beneficios fluyeron principalmente a los condados del nivel 3, que eran los que presentaban menor dificultad económica. Esto nos permite aislar en gran medida el impacto de los créditos de contratación de estos otros incentivos.⁵

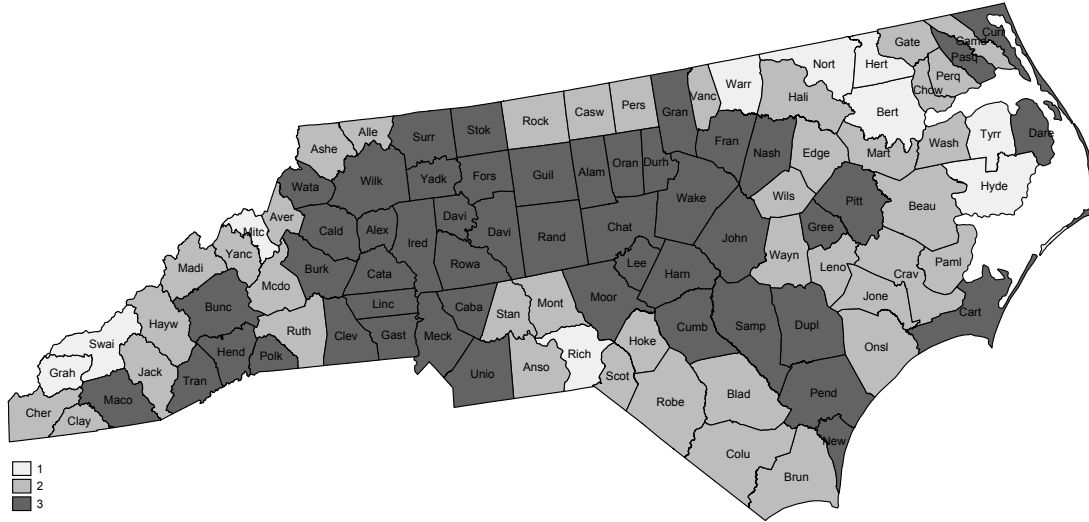
⁴Una característica a destacar es la conglomeración de condados con dificultades económicas al este del estado. Estos son los condados menos urbanizados que tienden a tener menos niveles de ingreso per cápita y crecimiento de la población, teniendo un impacto directo en su clasificación. También tienen bajos niveles de población, lo que resultó con más condados de esta región dentro del nivel 1 después de la introducción de excepciones por población y pobreza en el 2000, como se puede observar en el panel b de la Figura 1. Una evaluación del Departamento de Carolina del Norte del programa (Fain (2001)) señala que esta focalización fue intencional a la hora de diseñar el programa. Los cierres de empresas dentro de las industrias tradicionales de Carolina del Norte, como la fabricación de textiles, ropa, muebles y tabaco, estaban teniendo un impacto desproporcionadamente negativo en las partes más rurales y económicamente desfavorecidas del estado.

⁵El tamaño del crédito para I&D no varió con el sistema de niveles. El crédito de M&E fue constante en todos los niveles, pero se aplicó a inversiones de cualquier tamaño por parte de empresas pertenecientes al nivel 1, pero solo para inversiones superiores a \$100 - \$ 200 mil para empresas del nivel 2. Más de las tres cuartas partes de los créditos de M&E e I&D se destinaron a empresas del nivel 3 que excluimos del análisis. El programa William S. Lee también incluyó créditos para capacitación laboral y oficinas administrativas centrales, pero estos fueron menores y cada uno representó menos del 2% del total de créditos de la Ley Lee generados (Fain, 2005). Cerqua y Pellegrini (2014) examinan la efectividad de este tipo de subsidios al capital en Italia. Explotan las discontinuidades en la asignación

Figura 1: Niveles por Condado

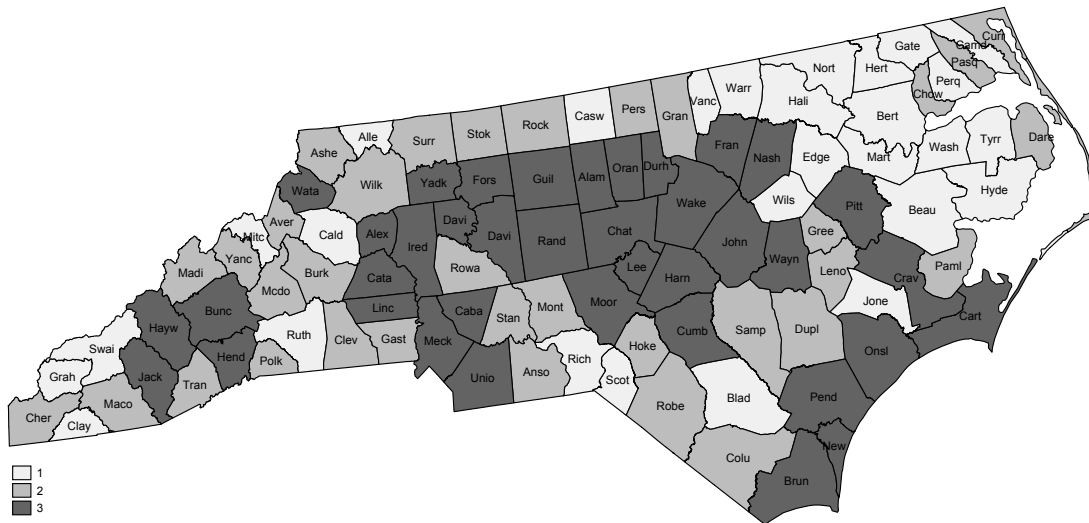
(a)

1996



(b)

2006



Nota: Clasificación por niveles de los 100 condados de Carolina del Norte para el primer y último año del programa William S. Lee. Los condados de nivel 1 son los que presentan mayor dificultad económica.

La creación de la clasificación con valores de 1 a 100 utilizando una combinación de variables elegidas ad hoc significa que los condados de alto rendimiento a menudo eran clasificados en un nivel menor que los condados claramente más deprimidos. Esto se hizo aún más pronunciado una vez que se introdujeron las excepciones por tamaño de la población dentro de las clasificaciones. La misma diferencia en la clasificación también se puede asociar con brechas de diferentes tamaños en el desempeño económico en diferentes puntos de la distribución en la clasificación. Por ejemplo, los dos condados clasificados 10 y 30 pueden ser bastante diferentes entre sí, mientras que los dos condados clasificados 30 y 50 pueden ser bastante similares entre sí.

El Departamento de Comercio propuso una medida de dificultad económica más continua y robusta aunque no se adoptó (Department of Commerce, 2014). La Figura 2 muestra el desempleo, el ingreso per cápita y el crecimiento de la población para los condados ordenados de acuerdo a la clasificación de dificultad económica en 1996 y al nivel al que se asignó cada condado. Dos particularidades se destacan. En primer lugar, pequeñas diferencias en una variable de decisión pueden conducir a grandes diferencias en las sub-clasificaciones. En segundo lugar, los condados con variables muy similares pueden terminar en diferentes niveles al considerar las tres sub-clasificaciones y las excepciones. Tanto las clasificaciones generales de dificultad económica como las sub-clasificaciones de las variables de decisión varían ampliamente con el tiempo para cada condado. Un condado se mueve en promedio 6 posiciones dentro de la clasificación cada año, y la mayoría de estos cambios provienen de cambios en el crecimiento relativo de la población y la tasa de desempleo.

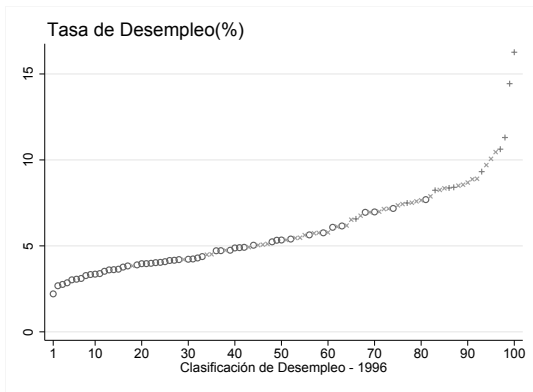
En la sección 4 mostramos que los condados con una menor clasificación tienen un menor crecimiento de la población, mayor pobreza y menores ingresos per cápita. Sin embargo, no hay evidencia de discontinuidades en las condiciones previas al tratamiento al cruzar los umbrales del programa. La variable de clasificación tampoco está fuertemente correlacionada con los resultados posteriores al tratamiento después de controlar por el nivel al que pertenece cada condado, lo que nos permite hacer comparaciones entre los condados más alejados de los umbrales de asignación.

Dos posibles preocupaciones acerca de esta metodología de investigación que podrían surgir son los efectos de anticipación y la manipulación de los umbrales de participación en el programa. Como se estudió en Chirinko y Wilson (2016), las empresas podrían reducir artificialmente la contratación actual si anticipan ser elegibles para créditos en

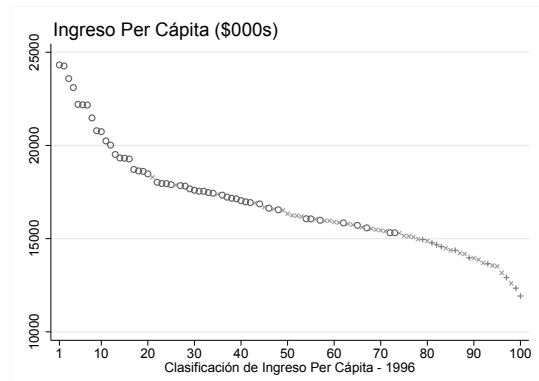
de subsidios por empresa, y encuentran que son efectivas para impulsar el crecimiento de la empresa. Nosotros nos centramos en créditos a la contratación en lugar de subsidios de capital.

Figura 2: Clasificación por Variable de Decisión y Nivel Asignado

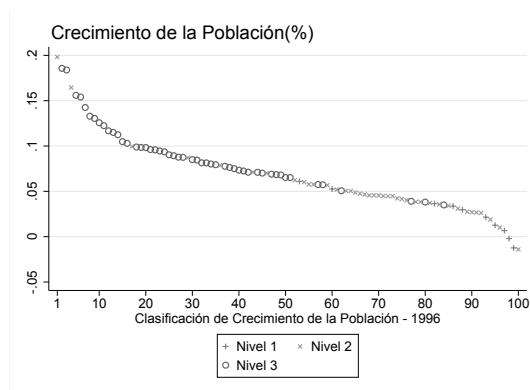
(a)



(b)



(c)



Nota: Los indicadores económicos a nivel de condado están ordenados por la clasificación de dificultad económica por variable de decisión en la primera ronda del programa. Los diferentes símbolos denotan los diferentes niveles de tratamiento.

el futuro cercano, lo que resultaría en una sobre-estimación del verdadero impacto del programa. Como se mencionó anteriormente, utilizamos datos anuales en lugar de mensuales, por lo que cualquier distorsión en el tiempo a las contrataciones inducida por el programa necesitaría extenderse al largo plazo. Además, la promulgación inicial del programa ocurrió a mediados de 1996 y entró en vigencia de inmediato. Las designaciones de niveles actualizados para cada año siguiente no se finalizaron y anunciaron hasta diciembre del año anterior, lo que limita aún más el alcance de los retrasos de contratación anticipados.

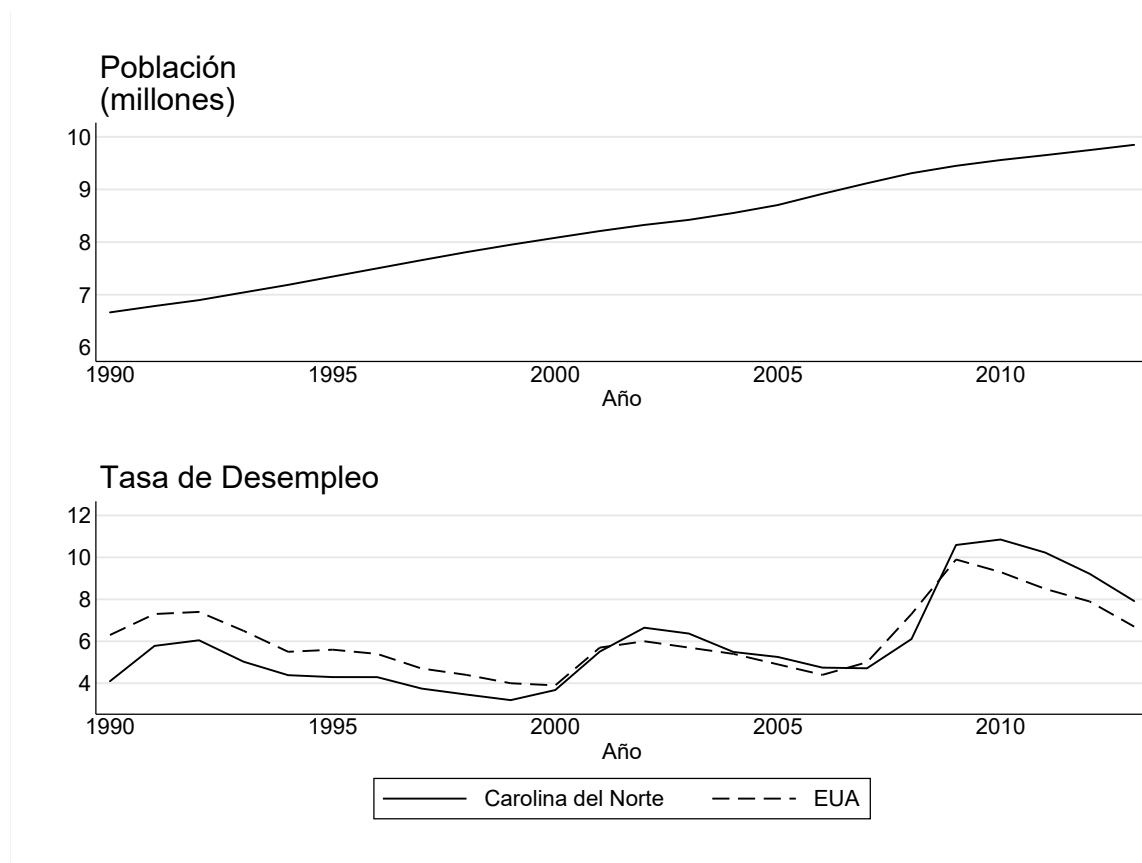
La manipulación del tratamiento alrededor del límite de elegibilidad siempre es una preocupación con los diseños de regresión discontinua. Debido a que la elegibilidad se determinó a partir de los datos a nivel de condado recopilados por fuentes oficiales independientes, y se basó en gran medida en la posición relativa entre todos los demás condados, la manipulación estratégica no parece posible. Un área en la que podría haberse producido alguna manipulación es en las revisiones del programa a partir del año 2000, que introdujo anulaciones en el proceso de clasificación basado en la población y pobreza absoluta, en lugar de relativa. Es plausible que el cabildeo de los condados haya influido en la calibración de estas anulaciones, aunque la elección de números redondos para los umbrales es evidencia en contra de cualquier comportamiento estratégico de este tipo.

3. Datos

Los datos de empleo, desempleo y fuerza laboral provienen de la Oficina de Estadísticas Laborales (BLS, por sus siglas en inglés). Los datos de contrataciones y separaciones provienen de los Indicadores Trimestrales de la Fuerza Laboral (QWI, por sus siglas en inglés) publicados por la Oficina del Censo de los Estados Unidos. La asignación de los niveles proviene de informes anuales emitidos por el estado de Carolina del Norte y versiones archivadas en el sitio web del Departamento de Comercio. Las clasificaciones de dificultad económica fueron proporcionadas por el Departamento de Comercio de Carolina del Norte durante algunos años y durante otros años reconstruidos utilizando datos de la BLS, datos de población e ingresos de la Oficina de Análisis Económico, y datos de pobreza del Censo y el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, junto con las normas establecidas en la legislación que creó y modificó los programas. Nuestro período de muestra va de 1990 a 2006. La Figura 3 muestra las condicio-

nes generales de la economía de Carolina del Norte durante el período del programa. La población general del estado crece en todo momento, mostrando que el programa tenía como objetivo abordar una divergencia regional significativa dentro del estado en el desempeño económico. La tasa de desempleo del estado sigue de cerca el ciclo económico nacional y el periodo del programa incluye la recesión de 2001.

Figura 3: Población y Tasa de Desempleo en Carolina del Norte



Nota: Los datos de población se obtienen de la Oficina de Análisis Económico. Los datos de desempleo se obtienen de la Oficina de Estadísticas Laborales.

4. Estimación de los Efectos de las Deducciones Fiscales por Contratación

En esta sección describimos nuestra estrategia de estimación. Discutimos las dificultades de estimar el efecto de créditos y generamos una estrategia para aprovechar la asignación de subsidios basados en la clasificación de dificultad económica.

Los 100 condados de Carolina del Norte fueron asignados cada año a tres niveles del programa de subsidios. Nos enfocamos en la ronda del programa que se ejecuta desde 1996 hasta 2006. Los condados más deprimidos están en el nivel 1 y reciben el monto de subsidio más alto, \$12,500. Inicialmente solo 10 condados eran designados al nivel 1 en el año inicial del programa, 1996, pero los empates dentro de la clasificación y las enmiendas posteriores al programa que agregaron reglas de asignación adicionales hacen que este número fluctúe entre 10 y 28 condados en años posteriores del programa. Este es nuestro grupo de tratamiento. Los condados en el nivel 2 son los siguientes en la clasificación de dificultad económica y comprenden nuestro grupo de control. Las empresas dentro de estos condados son elegibles para obtener deducciones fiscales que oscilan entre 3 y 4 mil dólares. Los condados con menor dificultad económica se designan en el nivel 3 y son elegibles para deducciones que van desde 500 hasta 1 mil dólares. Estimamos el efecto del programa comparando la evolución del empleo y el desempleo entre los condados en los niveles 1 y 2. Para evitar hacer comparaciones entre condados extremadamente diferentes, excluimos los condados siempre designados al nivel 3, ya que contienen ciudades grandes que pueden tener dinámicas muy diferentes en comparación con los condados pequeños que presentan dificultades económicas. El subsidio promedio para los condados del nivel 2 es \$3,500 en comparación con los \$12,500 en los condados del primer nivel, por lo que nuestras estimaciones del efecto del programa son para una diferencia en el monto del subsidio de \$9,000.

La Figura 4 muestra la relación entre los niveles y los cambios de las variables de resultado y la clasificación de dificultades económicas antes del comienzo del programa. Dos mensajes emergen de esta figura. Como se esperaba, existe una relación negativa entre el desempeño económico y la clasificación de dificultad económica. El desempleo es mayor para los condados más deprimidos, mientras que el empleo en logaritmos es menor. Sin embargo, esta relación es uniforme al cruzar los umbrales de los niveles. Además, la pendiente de esta relación es pequeña, lo que sugiere que la clasificación de dificultad económica no está fuertemente correlacionada con estos resultados, ni dentro

de cada nivel, ni entre diferentes niveles para los condados con clasificación similar. La correlación entre el nivel de dificultad económica y el cambio en los resultados antes del inicio del programa también es débil, aunque la tasa de desempleo es más variable con el tiempo para los condados más pequeños y con mayor dificultad económica.⁶

Si la clasificación de dificultades económicas fuera completamente aleatoria, los condados recibirían asignaciones de subsidios al azar y podríamos comparar los condados en todos los niveles. En la práctica, la clasificación está débilmente correlacionada con variables económicas. Si los condados que se asignan al nivel 1 tienen sistemáticamente peores variables no observables que implican diferentes trayectorias de empleo y desempleo incluso en ausencia del programa, entonces las estimaciones de un enfoque de diferencia en diferencias están sesgadas.

Enfrentamos estos posibles sesgos explotando las discontinuidades en la asignación de niveles según la clasificación de dificultad económicas. Debido a que el umbral de asignación al programa cambia cada año, seguimos a Cellini et al. (2010) en la implementación de una estimación de regresión discontinua dinámica que permite la existencia de efectos contemporáneos y rezagados del programa.

Nuestra especificación base es:

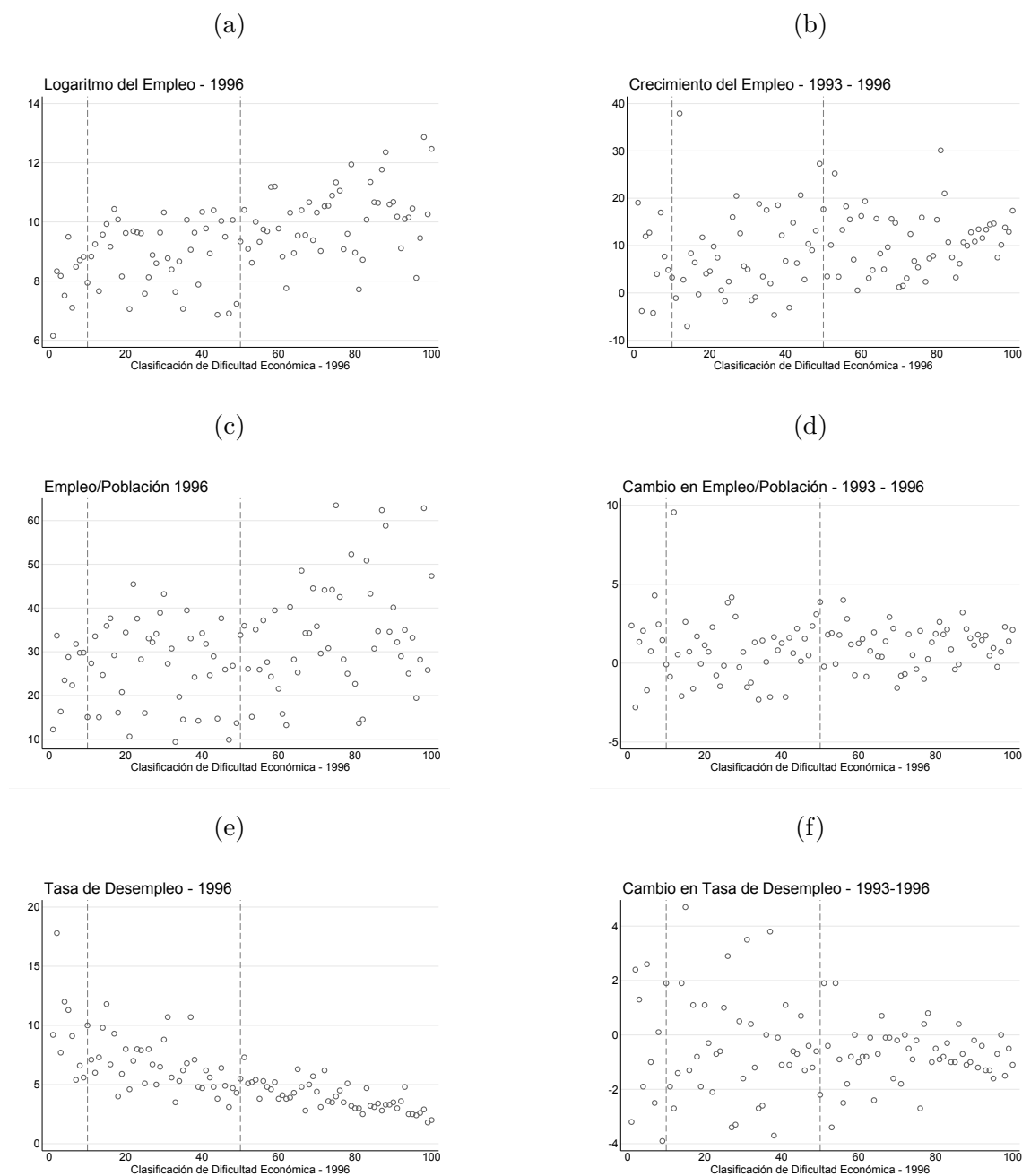
$$Y_{ctk} = \beta_0 + \gamma_c + \gamma_t + \gamma_k + \theta_k \text{nivel}1_{c,t-k} + \nu_k f(\text{rank}_{c,t-k}) + \beta_k X_{c,t-k} + \varepsilon_{ctk}. \quad (1)$$

Donde, Y_{ctk} es la variable de interés para el condado c en el tiempo t , medida k años después de la designación del tratamiento. Las variables γ_c , γ_t , y γ_k son efectos fijos por condado, año y tiempo desde la asignación del tratamiento. $\text{nivel}1_{c,t-k}$ es una variable dicotómica que toma el valor de uno cuando el condado pertenece al nivel 1. Los coeficientes θ_k miden el impacto del programa con diversos rezagos. Finalmente, $f(\text{rank}_{c,t-k})$ es una función de la clasificación del condado en el tiempo $t - k$. Cuando se incluyen, a los coeficientes de la clasificación y de los controles se les permite variar con el tiempo desde la asignación del tratamiento k .

Permitir efectos rezagados es esencial, ya que los programas de subsidio a la contratación pueden tardar algunos años en ganar impulso y tener un efecto notable en el empleo (Neumark y Grijalva, 2015). Además, la inclusión de efectos rezagados nos per-

⁶En la Figura B.2 del Apéndice también mostramos que la relación entre la clasificación de las variables de decisión y las variables que determinan excepciones a la regla de asignación de niveles es uniforme entre los umbrales de clasificación a cada nivel.

Figura 4: Relación entre la Clasificación de Dificultad Económica y las Variables de Resultado del Programa



Nota: Los indicadores económicos a nivel de condado se ordenan por la clasificación de dificultad económica de la primera ronda del programa. Las líneas verticales indican los umbrales donde el tamaño de la deducción fiscal cambia de manera discontinua.

mite comparar condados que tienen un historial de tratamiento similar. Al observar las diferencias en estos coeficientes, podemos evaluar cómo cambia el efecto del programa en el tiempo. Estimamos esta especificación utilizando solo los condados en los niveles 1 y 2, de 1996 a 2006.

La metodología de RD nos permite obtener estimaciones insesgadas del efecto del programa, siempre y cuando la esperanza condicional de las variables no observables que ingresan a ε_{ctk} en (1) con respecto a la clasificación del condado varíe de manera uniforme a lo largo del límite del nivel 1. Además, estas estimaciones abordarán el sesgo de la reversión a la media si el componente de reversión a la media de ε_{ctk} que surge de los choques transitorios no cambia discretamente a lo largo del límite. Esto sucede a pesar de que la asignación al nivel 1 depende indirectamente de los resultados en el momento de la asignación del programa a través de la función de clasificación (Chay et al., 2005).

Hay algunos problemas en la implementación de esta especificación en nuestro contexto. El primer problema es que la asignación del nivel 1 no se basó por completo en la clasificación de dificultades económicas. Los condados no podían ser reasignados a un nivel diferente al 1 debido a una mejor clasificación de dificultad económica hasta después de dos años. A partir de 2000, reglas basadas en alta pobreza y baja población se agregan como excepciones a la fórmula para la asignación de niveles. Wong et al. (2013) proponen y evalúan métodos de estimación de RD con múltiples variables de asignación. Recomiendan excluir las unidades que se asignan en base a reglas adicionales, y estimar la ecuación (1) como una regresión discontinua nítida (“sharp”) utilizando solo los condados asignados en función de la variable de asignación que se considera, en este caso, la clasificación de dificultad económica. Otro enfoque es clasificar a los condados que cambian de nivel debido a estas excepciones como “desafiantes” (“defiers”) e instrumentar la pertenencia al nivel 1 con la asignación del nivel 1 en función de la clasificación como en un diseño de regresión discontinua difusa (“fuzzy”). Adoptamos ambas estrategias en la sección 5.

El segundo problema es el tamaño reducido de la muestra disponible para estimar el efecto del programa en cada año. Para la comparación entre el nivel 1 y el nivel 2, solo tenemos 70 condados disponibles.⁷ Esto limita nuestra capacidad de estimar una

⁷El nivel 1 tiene condados clasificados en el lugar 10 o menor, y el nivel 2 tiene condados clasificados entre los lugares 10 y 50. Más de 50 condados ingresan a las regresiones en algún momento, tanto debido a empates en la clasificación, como debido a cambios en la clasificación a lo largo del tiempo. Nuestras estimaciones de parámetros solo usan condados que solamente están en los niveles 1 o 2 a lo largo de la muestra.

gran cantidad de parámetros o implementar estimadores no paramétricos. Reducimos el número de coeficientes a estimar haciendo tres supuestos: un supuesto de efecto tratamiento constante, y dos supuestos sobre el valor esperado condicional de las variables de resultado dado el nivel de dificultad económica, que parecen consistentes con los datos antes del comienzo del programa.

Si el efecto del programa es constante a lo largo del tiempo, podemos aprovechar su ejecución repetida. Nuestro supuesto de efecto de tratamiento constante es que el efecto del programa solo depende del número de años que han pasado desde que la asignación se lleva a cabo. Para cada año del programa y condado, generamos un nuevo conjunto de observaciones para los resultados que se extienden desde dos años antes hasta cuatro años después de la designación del tratamiento. Estos intervalos de observaciones se agrupan para estimar una única regresión tipo panel. De esta manera, para un condado dado, hay ventanas de observación repetidas y superpuestas para [1993,1999], [1994,2000], [1995,2001], etc. para las rondas de designación que tienen lugar en 1995, 199, 1997, ... , respectivamente. Tenemos en cuenta las múltiples apariciones de un condado por año para cada variable de resultado agrupando los errores estándar por condado.

Nuestros supuestos adicionales se refieren a la forma funcional de $f(rank_{c,t-k})$. La figura 4 sugiere una función de valor esperado condicional lineal de los cambios en los resultados dada la clasificación de dificultad económica. Además, la forma funcional de esta relación no parece cambiar en el umbral entre niveles. Por lo tanto, suponemos que $f(rank_{c,t})$ es lineal y permanece constante en ambos lados del umbral de la asignación. También estimamos especificaciones donde incluimos las variables de decisión en la clasificación por sí mismas como controles: la tasa de desempleo, el ingreso per cápita y el crecimiento de la población. Estas pueden ayudar a compensar el bajo poder predictivo de la variable de clasificación para los resultados futuros del condado.

Para abordar las preocupaciones acerca de estos supuestos de forma funcional y acerca de la extrapolación lejos de los umbrales, también calculamos estimaciones locales que solo usan la variación cerca del umbral. Juntamos los cambios en los resultados después de cada año del programa, y comparamos las medias de estos cambios entre niveles. Realizamos pruebas de hipótesis sobre estas estimaciones locales utilizando inferencia por aleatorización (Cattaneo et al., 2015, 2016).

También experimentamos con cómo tratamos la naturaleza dinámica del programa de subsidios. Considere el efecto del programa dos años después de su promulgación en el año t . En el año $t + 1$, el condado recibiría el efecto contemporáneo y rezagado del

programa. Si el condado también recibe el subsidio en el año $t + 1$, para el año $t + 2$ experimentaría efectos rezagados del programa en t y $t + 1$ juntos. Además, recibir el programa en t puede haber alterado la probabilidad de recibirlo en $t+1$. En la estimación que hemos descrito, incluimos indicadores para el estado del tratamiento previo pero no para el tratamiento posterior. Cellini et al. (2010) muestran que, en este contexto, los efectos estimados pueden interpretarse como efectos de “Intención de Tratar” (ITT, por sus siglas en inglés), donde los resultados en el empleo no se ven afectados solo por la recepción del subsidio, sino también por cambios en la probabilidad de recibir el subsidio en el futuro.

Cellini et al. (2010) también desarrollan un estimador de “Tratamiento en los Tratados” (TOT, por sus siglas en inglés) que controla por el impacto indirecto del tratamiento inicial en la probabilidad de tratamiento en años futuros.⁸ Aplicamos su método con la siguiente regresión:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \gamma_c + \gamma_t + \sum_{k=0}^K (\alpha_k m_{c,t-k} + \theta_k nivel_{c,t-k} m_{c,t-k} + \nu_k m_{c,t-k} f(rank_{c,t-k})) + \beta X_{c,t-k} + \varepsilon_{ct}. \quad (2)$$

Donde, Y_{ct} es la variable de interés para el condado c en el tiempo t . Las variables γ_c y γ_t son efectos fijos de condado y año. La variable $nivel_{c,t-k}$ es una dicotómica que es igual a uno cuando el condado es asignado al nivel 1. La variable $m_{c,t-k}$ es una dicotómica que es igual a uno si el condado pertenece a los primeros 50 condados con mayores dificultades económicas en el tiempo $t-k$, de manera que el condado estaba en el nivel 1 o 2 en ese momento. Los coeficientes θ_k miden el impacto del programa en varios rezagos. Los coeficientes de la clasificación y de los controles se les permite variar con el tiempo desde la asignación del tratamiento k . Interactuamos la asignación del tratamiento con las variables $m_{c,t-k}$ para utilizar variación de los condados más deprimidos cada año. Al incluir la historia de la asignación al tratamiento para cada resultado observado, θ_k se interpreta como una estimación TOT. Esto tiene el fin de aislar el impacto de haber recibido el tratamiento k años antes, y no en los años siguientes.

⁸La terminología ITT y TOT para el diseño dinámico de RD es de Cellini et al. (2010). No debe confundirse con la terminología ITT y TOT para experimentos aleatorios con cumplimiento parcial. A nivel de condado y considerando las excepciones, existe un cumplimiento total con el programa de créditos a la contratación.

5. Resultados

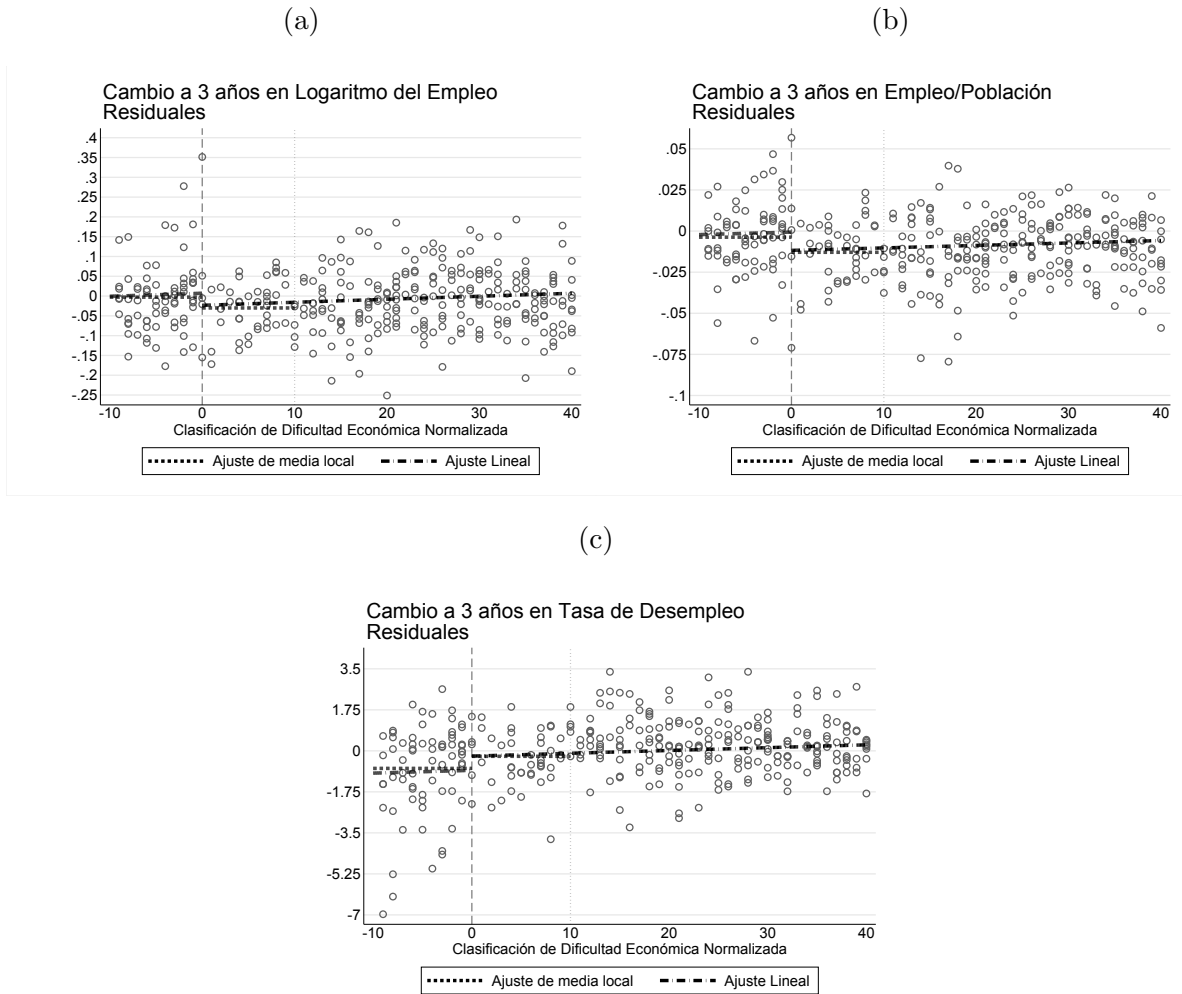
Ahora pasamos a las estimaciones de regresión discontinua. La Figura 5 muestra evidencia gráfica. Los condados están ordenados por clasificación de dificultad económica inicial relativa al umbral donde aumenta el tamaño del crédito. Se incluye un ajuste lineal en la clasificación del condado, que está restringido a tener la misma pendiente en cada lado del umbral. Dada la evidencia anterior de que los efectos del programa aparecen solo de manera rezagada, nos centramos en las diferencias de tres años. Los resultados para los condados que ingresan al programa en diferentes momentos del tiempo se agrupan. Las variables de resultado están débilmente correlacionadas con la clasificación, por lo que el supuesto de una relación lineal entre dichas variables y la clasificación parece razonable.⁹

La Tabla 2 presenta las estimaciones dinámicas del ITT de la ecuación (1). Las filas 1 y 2 muestran estimaciones para el logaritmo del empleo. Estas estimaciones aumentan progresivamente para los condados tratados, relativo al contrafactual, hasta tres años después de la designación del tratamiento. El efecto de tres años con las variables de decisión como controles adicionales muestra un aumento en el empleo de 3.6%. Se observa el mismo patrón en las estimaciones para la relación empleo/población en las siguientes dos filas. Para esta variable, el efecto tres años después del tratamiento se estima en 1 punto porcentual aproximadamente. Las filas 5 y 6 muestran que la tasa de desempleo en los condados del nivel 1 se reduce en relación a los condados dentro del control dos años después del tratamiento, y continúa su disminución relativa hasta tres años después. En relación con los condados de control, la tasa de desempleo en los condados tratados es entre 0.5 y 0.7 puntos porcentuales más baja después de tres años, con la estimación más baja como el resultado de agregar controles adicionales a nivel condado. Como referencia, en el transcurso del programa, las tasas de desempleo promediaron 6.6% para la muestra general y 7.9% para los condados más deprimidos que pertenecen al grupo de tratamiento.

La presencia de efectos rezagados puede explicarse aún más por la persistencia

⁹Parece que hay un valor atípico en el panel (a) de la Figura 5. Este dato corresponde al condado de Northampton en 2005. Es plausible que este gran efecto en el empleo se atribuya al programa. El mayor receptor de crédito del nivel 1 es Lowe's, y tiene un centro de distribución en Garysburg en el condado de Northampton. No tenemos datos sobre los empleos generados por Lowe's en todos los condados, pero los datos agregados indican que Lowe's genera 673 empleos en 2003, 271 en 2004 y 274 en 2005. Esto representa un total de 1,218 contrataciones directas que generan créditos, cifra que está cerca del aumento total del empleo que se muestra en la figura. En la tabla B.4 del apéndice mostramos estimaciones locales excluyendo este dato. Los resultados son cualitativamente similares.

Figura 5: Discontinuidades en Diferencias de 3 Años en Empleo y Desempleo



Nota: Diferencias de tres años en los resultados, 1996-2006. Media de la muestra más residuos de una regresión de los resultados diferenciados contra variables dicotómicas por año. Los datos son de la Oficina de Estadísticas Laborales. Los condados están ordenados por clasificación de dificultad económica relativa al umbral. Los condados a la izquierda del umbral son elegibles para un crédito fiscal a la contratación más grande. Las líneas gruesas son funciones de control lineal estimadas por lugar dentro de clasificación. Las líneas delgadas son promedios dentro de un ancho de banda de +/- 10 lugares en la clasificación.

del estado del tratamiento dentro de los condados. Más de la mitad de los condados tratados permanecen asignados al nivel 1 durante más de tres años, y, condicional a recibir tratamiento por primera vez, la mayoría de los condados reciben tres años de tratamiento.

Tabla 2: Estimaciones del ITT de la Regresión Discontinua - Principales Variables de

Resultado

	1 año después	2 años después	3 año después
Logaritmo del Empleo	0.005 (0.013)	0.013 (0.016)	0.030* (0.017)
con controles	0.006 (0.013)	0.016 (0.015)	0.036** (0.017)
Empleo/Población	0.002 (0.004)	0.004 (0.005)	0.010* (0.005)
con controles	0.002 (0.004)	0.005 (0.005)	0.012** (0.005)
Tasa de Desempleo	0.075 (0.274)	-0.468 (0.306)	-0.748** (0.322)
con controles	0.188 (0.319)	-0.319 (0.261)	-0.507** (0.228)

Errores estándar aglomerados entre paréntesis.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: $N = 2,670$. Cada fila proviene de una estimación separada de la ecuación (1) y muestra los efectos del tratamiento θ_k uno, dos y tres años después de la designación del tratamiento. Los errores estándar están agrupados por condado. Todas las filas incluyen efectos fijos por año, condado, tiempo desde la designación de niveles e historial de tratamiento previo, y una función de control lineal en la clasificación por dificultad económica. Los controles adicionales son los promedios rezagados de tres años de la tasa de desempleo y el ingreso real per cápita, y el crecimiento de la población desde el censo más reciente, que son las tres variables en las que se basa la clasificación.

La Tabla 3 implementa la ecuación (2) para las estimaciones dinámicas del TOT utilizando los dos enfoques diferentes propuestos por Wong et al. (2013) para manejar múltiples reglas de asignación. Las filas de MCO implementan un diseño de RD nítido y excluyen los condados asignados por reglas además de la clasificación de dificultad económica del grupo de tratamiento. Las filas IV implementan un diseño de RD difuso, donde se incluyen todos los condados asignados al nivel 1 por cualquier regla, e

instrumenta el tratamiento usando la regla de asignación primaria basada en la clasificación. Todas las filas incluyen controles a nivel de condado además de la variable de asignación. Para el crecimiento del empleo, las estimaciones MCO del tratamiento son no significativas. Esto probablemente refleja la naturaleza más exigente de esta estimación en relación con la especificación ITT anterior, ya que se estiman más parámetros simultáneamente. Por otro lado, las estimaciones IV muestran efectos considerables tres años después de la designación del tratamiento, pero una reducción en el crecimiento del empleo un año después del inicio del programa. Los resultados de empleo sobre población muestran un patrón similar, pero las estimaciones IV no muestran disminuciones significativas de empleo. Los resultados del desempleo son más claros. Tres años después, la elegibilidad para los créditos a la contratación más grandes ha reducido la tasa de desempleo en un condado en 0.5 puntos porcentuales de acuerdo con las especificaciones de MCO con los desafiadores excluidos. Los resultados IV para las reducciones de la tasa de desempleo utilizando el enfoque de discontinuidad difusa son mayores, alrededor de 1.0 a 1.2 puntos porcentuales.

A priori, esperábamos que las estimaciones del TOT fueran mayores que las estimaciones del ITT ya que los efectos beneficiosos del tratamiento inicial sobre las tasas de desempleo deberían reducir la probabilidad de recibir el programa en años futuros. Este es el caso de nuestras estimaciones de empleo. Para nuestras estimaciones de la tasa de desempleo, las estimaciones MCO del ITT y TOT son similares, pero las estimaciones IV son más grandes. Esto puede deberse a la menor eficiencia y al mayor sesgo por la muestra finita de las estimaciones IV. El hecho de que las estimaciones MCO del TOT sean en gran medida similares a las estimaciones MCO del ITT implica que los beneficios del programa no son lo suficientemente grandes como para cambiar la probabilidad de un tratamiento futuro. En otras palabras, los condados tratados inicialmente convergen hacia condados de control, pero no tienden a superarlos en términos de desempeño económico, al menos según lo medido por las variables de decisión de clasificación de dificultad económica de los promedios rezagados de tasas de desempleo, ingreso per cápita y crecimiento de la población.

5.1. Estimaciones Locales

El diseño de regresión discontinua asume una asignación aleatoria del tratamiento en el umbral de la asignación con una función de control que permite que observaciones más distantes puedan contribuir a la estimación del efecto del tratamiento. Esto requiere

Tabla 3: Estimaciones del TOT de la Regresión Discontinua - Principales Variables de Resultado

Variable Dependiente - Método	1 año después	2 años después	3 año después
Log Empleo- MCO	-0.033* (0.016)	-0.005 (0.014)	0.009 (0.019)
Log Empleo- IV	-0.065* (0.038)	0.038 (0.031)	0.072** (0.031)
Empleo/Población - MCO	-0.008* (0.004)	-0.001 (0.004)	0.007 (0.005)
Empleo/Población - IV	-0.016 (0.011)	0.010 (0.008)	0.023** (0.009)
Tasa de Desempleo - MCO	0.150 (0.343)	-0.582* (0.337)	-0.530* (0.306)
Tasa de Desempleo - IV	-0.154 (0.633)	-1.049** (0.498)	-1.144* (0.609)

Errores estándar aglomerados entre paréntesis.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: $N = 770$. Cada fila proviene de una estimación separada de la ecuación (2) y muestra los efectos del tratamiento θ_k uno, dos y tres años después de la designación del tratamiento. Los errores estándar están agrupados por condado. Todas las filas incluyen rezagos de la tasa de desempleo, el ingreso per cápita y el crecimiento de la población como controles. Las filas de MCO corresponden a un diseño de RD nítido, que excluye de la estimación de los efectos del tratamiento a todos los condados designados en el nivel 1 por una regla diferente de la basada en la clasificación de dificultad económica. Las filas IV corresponden a un diseño de RD difuso, que etiqueta todos los condados del nivel 1 como tratados e instrumenta por el tratamiento con la regla de asignación de la clasificación.

supuestos sobre la forma de esa función de control. Cattaneo et al. (2015) proponen una técnica de estimación no paramétrica que utiliza la inferencia por aleatorización en un pequeño vecindario alrededor del límite.

Implementamos su enfoque en la Tabla 4, donde mostramos estimaciones para el efecto del programa tres años antes.¹⁰

El tamaño de la ventana de estimación donde el supuesto de asignación aleatoria se considera más plausible está determinada por una serie de pruebas de balance de covariables para anchos de banda progresivamente mayores alrededor del umbral. Utilizamos los rezagos del ingreso per cápita, la tasa de desempleo, el porcentaje de empleo en las industrias objetivo y el porcentaje de personas con educación universitaria como

¹⁰Los resultados de la estimación completa para uno, dos y tres años después de la designación del tratamiento están en la Tabla B.3 del apéndice.

covariables. La Figura B.1 en el apéndice muestra las pruebas que resultan en un ancho de banda de ± 6 . El efecto del tratamiento se estima entonces como una simple diferencia de medias, que se visualizan superpuestas en la Figura 5. Los valores p se generan a partir de un repetido re-muestreo aleatorio de los condados dentro del ancho de banda hacia cualquier lado del umbral. Los resultados se agrupan a lo largo de todos los años del programa, controlando por efectos de año. Presentamos estimaciones para la ventana en donde hay balance de covariables, así como para las ventanas de 10 y 20 lugares en la clasificación para mayor precisión en las estimaciones, pero con más dificultad para asegurar que hay asignación aleatoria del tratamiento.

La estimación para el logaritmo del empleo en la fila uno de la Tabla 4 implica que recibir los créditos aumenta el empleo de un condado en un 5% después de tres años. Esta estimación se encuentra en medio de los resultados paramétricos del ITT y TOT. La estimación cae a 2.8% para un ancho de banda de 10 lugares, y 2.5% para un ancho de banda de 20 lugares, lo que sugiere que los condados más alejados del umbral tienen trayectorias contrafactuales materialmente diferentes a las de la ventana más estrecha. La estimación de empleo/población implica un aumento de 1.4 puntos porcentuales, que disminuye a aproximadamente 1 punto porcentual con un mayor ancho de banda.

La estimación del desempleo en la fila uno de la Tabla 4 implica que recibir los créditos disminuye la tasa de desempleo en un condado en 0.05 puntos porcentuales después de tres años. Este efecto es pequeño y diferente de las estimaciones paramétricas anteriores. Expandir la ventana conduce a efectos estimados con mayor precisión de -0.5 a -0.9 puntos porcentuales, en línea con las estimaciones paramétricas. Esto sugiere que la reversión a la media en las tasas de desempleo está sesgando al alza estas estimaciones, particularmente para los condados con mayores dificultades económicas clasificados en el cuarto lugar y por debajo, que son excluidos del ancho de banda más estrecho.

Una preocupación con las estimaciones locales, particularmente para la banda más pequeña, es el impacto de la introducción de las excepciones por población/pobreza al esquema de clasificación que comienza en el año 2000. Debido a que el crecimiento de la población es un insumo para la clasificación de dificultades económicas, los condados con el crecimiento más lento tienen mayor probabilidad de obtener una clasificación más baja y de mantenerse por debajo del límite de población que implica una excepción a la designación del nivel 1. Al igual que con las estimaciones del ITT y la estimación con MCO del TOT, excluimos estos condados “desafiantes” de la muestra para las estimaciones locales para mantener un RD nítido. Debido a que un lugar más bajo en la clasificación se correlaciona con la probabilidad de ser desafiante, muchos de

los condados con el rendimiento más bajo, justo a la derecha del umbral de nivel 1, serán eliminados del grupo de control una vez que las anulaciones entren en vigor después de 2000. Esto tenderá a sesgar los resultados del grupo de control hacia arriba. Con un grupo de control más grande y la inclusión de covariables en las estimaciones paramétricas, esto es menos preocupante. Con las estimaciones locales, el cambio de muestra no aleatorio del grupo de control es más problemático.

Para abordar esta preocupación, presentamos estimaciones locales en el panel inferior de la Tabla 4 donde la muestra está restringida a 1996-2002 (es decir, las cuatro cohortes de 1996-1999 observadas tres años después). Centrándose en la ventana de 6 lugares, el empleo en logaritmo aumenta en 3.6% y el empleo sobre la población en 1.4 puntos porcentuales, ambos en línea con los resultados paramétricos. La tasa de desempleo cae en 0.4 puntos porcentuales. Dicha caída es un poco más pequeña que la encontrada en las estimaciones paramétricas, pero sigue siendo económicamente significativa.

5.2. Resultados Adicionales

Los créditos fiscales estaban limitados respecto a las industrias que eran elegibles, donde los sectores principales eran los de manufacturas, almacenamiento, comercio mayorista y procesamiento de datos.¹¹ Las filas 1 y 2 de la tabla 5 presentan las estimaciones de RD de las ecuaciones (1) y (2) para el empleo agregado dentro de las industrias elegibles y las industrias no elegibles por separado. Las estimaciones puntuales para el empleo en logaritmo son imprecisas, pero muestran aumentos sustanciales en el empleo en las industrias elegibles del 7-8% y no hay evidencia de un aumento en el empleo en las industrias no elegibles. Las estimaciones de empleo sobre población se encuentran en las filas 3 y 4. Estas estimaciones tienen en cuenta la variabilidad del empleo en los condados pequeños, mostrando aumentos de empleo más precisos. Los aumentos en la tasa de empleo sobre población en las industrias elegibles son estadísticamente significativos y alrededor de 1.5 puntos porcentuales.

En la Figura 6, presentamos el efecto en cada industria a dos dígitos por separado,

¹¹Al inicio del programa en 1996, las industrias elegibles, con códigos SCIAN entre paréntesis, eran manufacturas (31-33), almacenamiento (493), comercio al por mayor (42), investigación y desarrollo (541710) y procesamiento de datos (diseño de sistemas informáticos y servicios relacionados (54151), editores de software (511210), reproducción de software (334611), servicios de procesamiento de datos (514210) y servicios de información en línea (514191)). A partir de 1999, también fueron elegibles los servicios de mensajería aérea (492110), la oficina administrativa central (551114), pedidos por correo electrónico (454110) y los centros de servicio al cliente (561422).

Tabla 4: Estimaciones Locales del Efecto 3 Años después del Tratamiento

Periodo	Ventana	Variable Dependiente						N
		Log Empleo		Empleo Población		Tasa de Desempleo		
1996-2006	6 lugares	0.053**	[0.018]	0.014**	[0.013]	-0.050	[0.884]	69
1996-2006	10 lugares	0.028*	[0.089]	0.010**	[0.022]	-0.508	[0.128]	119
1996-2006	20 lugares	0.025**	[0.042]	0.010***	[0.002]	-0.908***	[0.000]	186
1996-2002	6 lugares	0.036	[0.168]	0.014*	[0.064]	-0.410	[0.549]	39
1996-2002	10 lugares	0.016	[0.390]	0.009*	[0.067]	-1.162**	[0.017]	69
1996-2002	20 lugares	0.006	[0.734]	0.008*	[0.072]	-1.541***	[0.000]	109

Valores-p de inferencia aleatoria con 1000 replicaciones entre corchetes.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: Diferencias en la media de las variables de resultado para los condados tratados y de control, para diferentes anchos de banda para la clasificación de dificultad económica alrededor del umbral de cambio de política, tres años después del tratamiento.

Tabla 5: Estimaciones del ITT y TOT de la Regresión Discontinua - Otros Resultados

	ITT - 3 años después	TOT - 3 años después
Log Empleo Industrias Elegibles	0.066 (0.043)	0.078 (0.074)
Log Empleo Industrias No Elegibles	0.004 (0.025)	-0.006 (0.034)
Empleo/Población Industrias Elegibles	0.014*** (0.005)	0.017** (0.008)
Empleo/Población Industrias No Elegibles	0.000 (0.004)	-0.000 (0.007)
Log Contrataciones Total Anual	0.058 (0.039)	0.179** (0.086)
Log Separaciones Total Anual	0.037 (0.038)	0.133* (0.069)

Errores estándar aglomerados entre paréntesis.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: Ambas columnas muestran estimaciones del efecto de tratamiento θ_k tres años después de la designación del tratamiento. Los errores estándar están agrupados por condado. Todas las estimaciones incluyen como controles rezagos de los promedios de tres años de la tasa de desempleo y el ingreso real per cápita, y el crecimiento de la población desde el censo más reciente, que son las tres variables en las que se basa la clasificación de dificultad económica. La columna ITT muestra las estimaciones de la ecuación (1). $N = 2,779$ para contrataciones y separaciones. $N = 2,700$ para empleo en la industria debido a la censura de datos a nivel industria en algunos condados pequeños. Todas las filas incluyen efectos fijos por año, condado, tiempo desde la designación de niveles e historial de tratamiento previo, y una función de control lineal en la clasificación. La columna TOT muestra las estimaciones estimaciones IV de la ecuación (2). Las estimaciones IV corresponden a un diseño de RD difuso, que etiqueta a todos los condados en el nivel 1 como tratados e instrumenta por el tratamiento con la regla de asignación de la clasificación. $N = 770$ para contrataciones y separaciones. $N = 748$ para el empleo en la industria debido a la censura de datos a nivel industria en algunos condados pequeños.

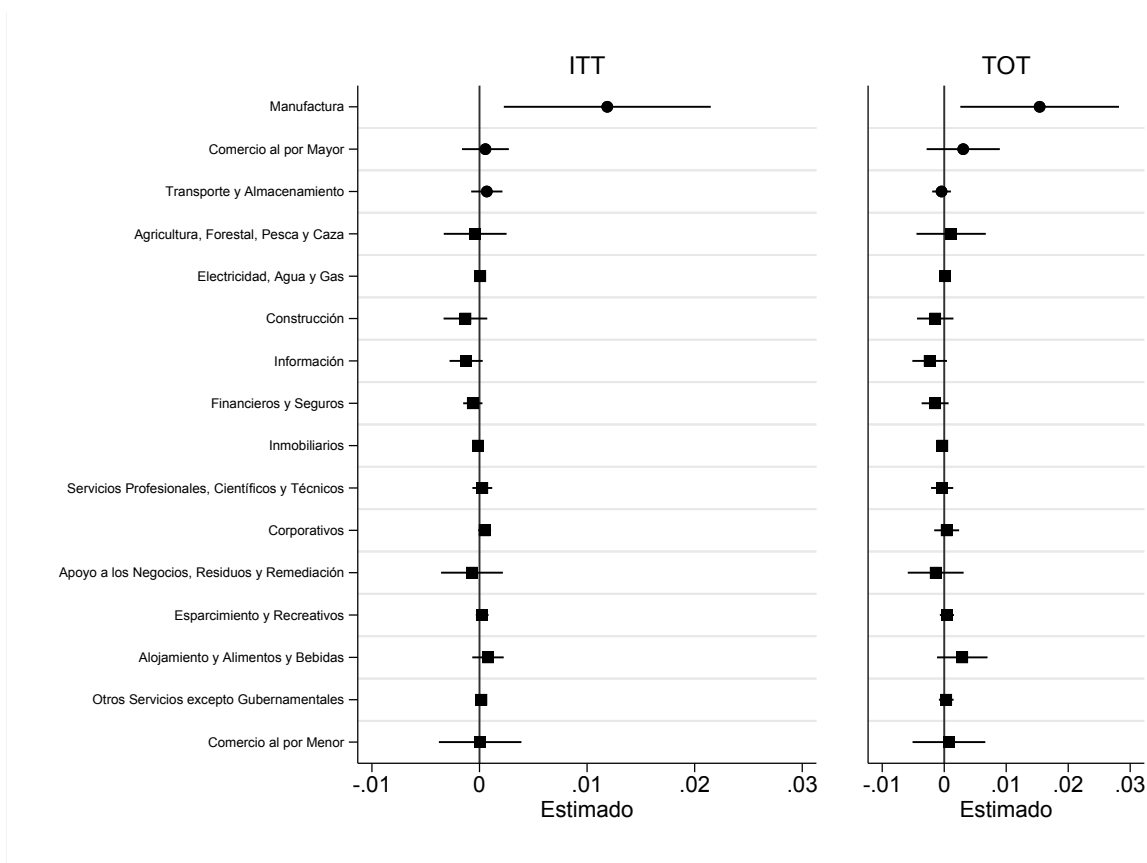
estimando el efecto en la razón del empleo de cada industria con respecto a la población general del condado. Las tres principales industrias elegibles están en la parte superior. Los efectos son pequeños y no significativos para todas las industrias, excepto la manufacturera, que era la industria elegible más grande. El aumento estimado en la razón empleo/población de la industria es de aproximadamente 1.5 puntos porcentuales, similar a las estimaciones de la Tabla 5 para todas las industrias elegibles combinadas. La ausencia de un impacto perceptible para la industria de almacenamiento puede deberse a su combinación con una industria no elegible, el transporte. Tanto con el comercio mayorista como con el almacenamiento, otro factor que potencialmente limita el uso del crédito fiscal fueron los requisitos salariales. Los créditos solo se pueden reclamar para trabajos que paguen por encima del salario promedio del condado, que son más comunes en la industria de manufacturas que en las otras dos industrias elegibles.

Como ejercicio de robustez, volvemos a estimar las especificaciones de RD utilizando datos de contrataciones y despidos del QWI del Censo. Las ganancias de empleo que atribuimos a los créditos fiscales a la contratación deberían provenir del aumento en las contrataciones y no de una disminución de separaciones. Las filas 5 y 6 de la Tabla 5 presentan las estimaciones de RD para las contrataciones y separaciones después de la elegibilidad de un condado para el programa. Aunque son ruidosas, las estimaciones son consistentes con las ganancias de empleo resultantes del aumento en las contrataciones en lugar de la disminución de las separaciones. De hecho, las separaciones muestran evidencia de un aumento también. Esto es consistente con la observación empírica en la literatura laboral de que las empresas en crecimiento continúan teniendo tasas de separación positivas.

5.3. Estimaciones de Diferencia en Diferencias

Nuestra estimación de un impacto en el empleo de los créditos fiscales a la contratación de alrededor del 3% contrasta con estudios previos de créditos de contratación. Estos han tendido a encontrar aumentos de 1%, y en algunos casos, ningún impacto en lo absoluto. Dos posibilidades para esta discrepancia son la metodología y el contexto. El programa que estudiamos se dirige a áreas severamente afectadas donde, como se discutió anteriormente, en teoría los créditos pueden tener un mayor impacto que en un área promedio. Además del contexto, los estudios anteriores se han basado en técnicas de diferencia en diferencias que tienen el potencial de estar sesgados (positiva o negativamente) en relación con un enfoque de regresión discontinua. Para evaluar en

Figura 6: Estimaciones del Efecto en la Razón Empleo/Población del Condado por Industria. 3 Años después del Tratamiento



Nota: Cada fila muestra estimaciones separadas de las ecuaciones (1) y (2) y muestran estimaciones del efecto de tratamiento θ_k tres años después de la designación del tratamiento. Los marcadores de círculo denotan industrias elegibles. Los marcadores cuadrados indican industrias no elegibles. La atención médica y la minería se excluyen debido a los pequeños tamaños de muestra. Para las estimaciones del TOT, se muestran las estimaciones IV. Las estimaciones IV corresponden a un diseño de RD difuso, que etiqueta a todos los condados en el nivel 1 como tratados e instrumenta por el tratamiento con la regla de asignación de la clasificación. Las barras alrededor de cada coeficiente son intervalos de confianza del 95%. Los errores estándar están agrupados por condado. Los controles adicionales son los promedios rezagados de tres años de la tasa de desempleo y el ingreso real per cápita, y el crecimiento de la población desde el censo más reciente, que son las tres variables en las que se basa la clasificación de dificultad económica.

qué medida las diferencias metodológicas están influyendo en nuestras estimaciones de impacto más grandes, realizamos una estimación de diferencia en diferencias (DD) en el programa.

Nuestra especificación base es:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \gamma_c + \gamma_t + \sum_{k=0}^K \theta_k \text{nivel}1_{t-k} + \beta X_{ct} + \varepsilon_{ct}. \quad (3)$$

Donde, Y_{ct} es el resultado de interés en el condado c en el tiempo t . Las variables γ_c y γ_t son efectos fijos de condado y tiempo que intentan capturar diferencias permanentes entre condados y choques comunes que afectan a todos los condados en cada año. La variable $\text{nivel}1_{t-k}$ es una dicotómica igual a uno cuando el condado pertenece al nivel 1. El coeficiente de interés, θ_k , captura los efectos contemporáneos y rezagados de la asignación al nivel 1 en los resultados.

La estrategia de diferencias en diferencias es válida sólo si los no observables tienen una evolución similar a lo largo del tiempo entre los niveles de la clasificación. También incluimos las variables de control X_{ct} para permitir cierta heterogeneidad entre condados. Incluimos rezagos del crecimiento de la población, el ingreso real per cápita y la tasa de desempleo que son las tres variables de decisión para la clasificación de dificultad económica. Esto aborda la posibilidad de que los condados evolucionen de manera heterogénea debido a las diferentes condiciones iniciales antes del comienzo del programa. También aborda la reversión a la media en los resultados (Heckman et al., 1999). También permitimos tendencias de tiempo lineales específicas a nivel condado.

En la Tabla 6 presentamos los resultados de la estimación de DD con todos los controles tres años después de la asignación del programa para compararlos con nuestros resultados de la RD anterior. No se muestra un impacto en el logaritmo de empleo y el empleo sobre la población, mientras que la tasa de desempleo muestra una reducción de alrededor de 0.5 puntos porcentuales. Las estimaciones completas se encuentran en la Tabla B.2 del apéndice.

Las estimaciones positivas y relativamente grandes de RD de un efecto positivo en el empleo que presentamos implican que las estimaciones de diferencia en diferencias que muestran un efecto nulo del programa están sesgadas hacia abajo. Esto es coherente con la función de control mostrada en el panel a de la Figura 5 que tiene una pendiente ligeramente positiva: dentro del grupo de tratamiento o control, el empleo en los condados de mayor lugar en la clasificación/menos deprimidos tendió a crecer más rápido.

Tabla 6: Estimaciones de Diferencia en diferencias - Resultados Principales

Log Empleo	Empleo/ Población	Tasa de Desempleo
0.001 (0.013)	-0.001 (0.003)	-0.466** (0.179)

Errores estándar aglomerados entre paréntesis.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: El tamaño de la muestra es de 546 observaciones para los 42 condados. La tabla muestra las estimaciones del efecto del tratamiento de la ecuación (3), tres años después de la designación del tratamiento. Todas las filas incluyen efectos de condado, efectos de tiempo, tendencias de tiempo lineal interactuadas con variables dicotómicas del condado y promedios rezagados de tres años de la tasa de desempleo, el ingreso real per cápita y el crecimiento de la población desde el censo más reciente, que son las tres variables en las que se basa la clasificación de dificultad económica. Los errores estándar se agrupan por condado para permitir correlación serial en el término de error ε_{ct} dentro de los condados (Bertrand et al., 2004). Los valores p se calculan utilizando la metodología “wild-bootstrap-t” (Cameron y Miller, 2015) para tener en cuenta la pequeña cantidad de condados. Reportamos errores estándar agrupados por condado y pruebas de significancia usando los valores p del método “bootstrap” con 500 repeticiones. Los resultados completos de la estimación se encuentran en la Tabla B.2 en el apéndice.

En contraste, la función de control de las tasas de desempleo muestra cierta tendencia a la convergencia entre los condados con más y con menos dificultades, independientemente del programa. En línea con esto, las estimaciones de diferencias en diferencias de desempleo no están sesgadas en relación con las estimaciones de desempleo de RD.

5.4. Costos del Programa

Lane y Jolley (2009) produjeron una evaluación de los programas de incentivos para la Asamblea General de Carolina del Norte poco después de que el programa William S. Lee finalizara y se transformara en el programa del Artículo 3J concebido de manera similar. En su totalidad, se generaron \$2,091 millones en créditos fiscales a través del programa desde su ejecución de 11 años de 1996 a 2006. Calculan que el 35% de estos créditos nunca se utilizaron. Esto puede deberse a las condiciones del programa: como el crédito requería que las firmas mantuvieran su nómina, si una de las empresas recibía el crédito, pero no mantenía su nómina, perdía el crédito que ya se había generado. Cargas tributarias futuras insuficientes también podría ser un factor detrás de los créditos no utilizados, ya que los créditos tomados no podían exceder

el 50 % de la deuda tributaria anual de una empresa y los montos no utilizados solo podían usarse para deducciones fiscales futuras durante cinco años. Los créditos para la creación de empleo, a los cuales nos dedicamos en este artículo, comprendieron el 17 % de la cantidad total de créditos generados.¹² Aunque el programa fue mucho más generoso por crédito para los condados en el nivel 1, las empresas en esos condados recibieron solo el 14 % de los dólares generados por el crédito, con el 25 % yendo a los condados del nivel 2 y más de la mitad de todos los dólares de crédito a las empresas en los condados de nivel 3 menos deprimidos.¹³ Al reunir estas cifras, estimamos que las empresas en condados tratados dentro del nivel 1 tomaron créditos de contratación de creación de empleo de \$56.6 millones (o \$5.1 millones por año) por 6,751 contrataciones.¹⁴

En el nivel 1, en promedio, alrededor de 24 empresas por año generaron algunos créditos de contratación, para el período de 2001 a 2006, en el que hay datos desagregados disponibles. Existen varios factores en el diseño del programa que pueden haber contribuido a reducir las tasas de adopción. Primero, una empresa tenía que operar en una industria elegible y tener al menos cinco empleados de tiempo completo. También tenía que proporcionar un seguro de salud para puestos de tiempo completo, y no haber violado recientemente las normas ambientales o los requisitos de seguridad. La nueva contratación debía ser para un trabajo a tiempo completo y pagar por encima del salario promedio del condado. Finalmente, el negocio necesitaba tener obligaciones tributarias lo suficientemente altas ya que los créditos no podrían exceder el 50 % de la responsabilidad tributaria anual por ingresos corporativos y franquicias. Una encuesta realizada a empresas de Carolina del Norte encontró que los incentivos se clasificaron como el duodécimo factor más importante en las decisiones de ubicación de la compañía, detrás de otros factores como el acceso a mano de obra calificada, el acceso a alguna autopista, las tasas impositivas y la regulación. De hecho, el 62 % de los ejecutivos encuestados en las empresas tratadas no sabían que su empresa recibió un incentivo, aunque no se informa cuántas de estas empresas estaban en el nivel menos afligido donde los créditos

¹²El desglose de los créditos generados durante la vida del programa William S. Lee fue: creación de empleo (17 %), inversión en maquinaria y equipo (66 %), I& D (15 %), capacitación (1 %) y oficina administrativa central (1 %).

¹³Este desglose se basa en los años 2002 a 2006 del programa.

¹⁴Llegamos a estas estimaciones para el nivel 1 de la siguiente manera: solo tenemos cifras agregadas para 1996 a 2000, por lo que multiplicamos la cifra total de crédito generado para 1996 a 2000, \$1.064 mil millones, por la participación de 0.17 para créditos para la creación de empleo, y luego por 0.14 de participación del nivel 1, y luego por 0.65 para créditos generados no tomados. Agregamos a esta cantidad los valores de datos más desagregados sobre créditos generados disponibles para 2001 a 2006 que también se multiplica por 0.65 por los créditos generados no tomados, y dividimos por 11 para obtener una cifra anual.

por contratación eran solo \$500 (Lane y Jolley, 2009).

El emparejamiento de los créditos de contratación con otros incentivos para la inversión y la I&D, aunque no es atípico, significa que nuestras estimaciones son los efectos completos del programa en lugar de los impactos del crédito de contratación pura. Debido a que las discontinuidades en los montos entre niveles del programa son menos pronunciadas para los otros incentivos, y su tasa de aceptación es baja en los condados en los que nos enfocamos, creemos que estamos aislando en gran medida el efecto de los créditos fiscales por contratación.

El tema del desperdicio, es decir, el porcentaje de gasto fiscal en contrataciones que habrían sucedido incluso en ausencia del incentivo, también es complicado para el programa específico que estudiamos. Los gastos tributarios que fluyeron hacia los condados con mayor dificultad económica fueron relativamente pequeños dados los impactos del programa que encontramos. Sin embargo, los gastos fiscales generales en el marco del programa fueron mucho mayores, ya que una gran mayoría de los beneficios se destinaron a empresas en condados económicamente estables donde probablemente se hubieran producido contrataciones e inversiones similares sin el programa. Si bien, en teoría, un programa podría diseñarse para excluir completamente las áreas económicamente más robustas, las limitaciones políticas pueden hacer que eso sea poco plausible en la práctica.

5.5. Validez

Si bien nuestro uso de una estrategia de RD debería proporcionar más confianza en la validez interna de nuestras estimaciones, todavía es posible que exista algún sesgo. Debido a que los subsidios son a lugares de trabajo, son posibles los efectos indirectos de cualquier desplazamiento de trabajadores entre condados inducidos por el programa. En los casos en que los condados de nivel 2 colindan con los condados de nivel 1, de presentarse desplazamiento entre condados, habría una sobre-estimación de los impactos en el empleo y una sub-estimación de los impactos en el desempleo.

Hay una serie de aspectos específicos del programa en estudio que pueden limitar la validez externa de los resultados. Lo más importante es la focalización de los créditos en áreas que experimentan dificultades económicas de largo plazo. No esperaríamos que el crédito del mismo tamaño tenga un impacto tan grande en un área promedio como los impactos que encontramos en áreas deprimidas. Incluso en áreas en dificultades, no podemos proyectar de manera creíble el impacto de un crédito por cada contratación

mucho menor, ya que el beneficio por dólar puede no ser lineal. Además, no estimamos el impacto de algunos créditos en comparación a ninguno, sino más bien un crédito grande en relación a uno pequeño. Sin embargo, bajo el supuesto de un producto marginal de trabajo decreciente, esperaríamos que la comparación anterior produzca impactos al menos tan grandes como los que encontramos.

6. Discusión

Los créditos fiscales por contratación son una herramienta popular implementada en varios momentos en muchos estados de EE.UU. como una manera de atraer negocios o revitalizar economías locales moribundas. Sin embargo, evaluar su eficacia es un desafío, ya que su implementación suele ser expresamente endógena a las condiciones locales y a las perspectivas futuras esperadas. Hacemos uso de las características institucionales inusuales de un programa en el estado de Carolina del Norte para obtener estimaciones causales del impacto de la contratación de créditos fiscales en las tasas de empleo y desempleo. Nuestras estimaciones de RD para el ITT en el empleo son ruidosas, pero generalmente muestran un impulso al empleo del condado atribuible al programa de alrededor del 3%. Por el contrario, las estimaciones de diferencias en diferencias no muestran impacto en el empleo, en línea con estudios previos de créditos a la contratación. El evidente sesgo a la baja en estas últimas estimaciones en relación con las estimaciones más creíbles de RD destaca la importancia de tener en cuenta los no observables que varían en el tiempo y que impactan en el desempeño de los condados tratados en escenarios contrafactuales. Cahuc et al. (2018) encuentran evidencia consistente de efectos en el empleo positivos de créditos fiscales en firmas elegibles, con un estimado análogo al de nuestros resultados para industrias elegibles. Sus estimaciones del efecto en empleo que van de 0.8% a 2.3%, para un crédito cuyo tamaño es alrededor de una cuarta parte del que nosotros estudiamos. Asumiendo que el impacto es lineal en el monto del crédito, estos hallazgos son consistentes con nuestra estimación de crecimiento del empleo en industrias elegibles de 7%.

Encontramos impactos sustanciales en el desempleo, con los condados tratados, aquellos cuyas empresas eran elegibles para grandes créditos fiscales a la contratación, experimentando tasas de desempleo aproximadamente 0.5 puntos porcentuales más bajas que en un programa contrafactual que ofrece créditos mucho más pequeños. La tasa de desperdicio del programa parece haber sido pequeña, probablemente debido

a haber otorgado los créditos en áreas donde la contratación en ausencia habría sido limitada. Así, aunque inducir cambios en la actividad económica en áreas deprimidas puede requerir incentivos cuantiosos, la mayoría de estos están realmente cambiando el comportamiento de las firmas, en vez de ser ganancias inesperadas.

Referencias

- Amior, Michael y Alan Manning (2018), “The Persistence of Local Joblessness.” *American Economic Review*, 108, 1942–70.
- Bartik, Timothy J. (2001), *Jobs for the Poor: Can Labor Demand Policies Help?* W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo, y Sendhil Mullainathan (2004), “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 249–275.
- Busso, Matias, Jesse Gregory, y Patrick Kline (2013), “Assessing the Incidence and Efficiency of a Prominent Place Based Policy.” *American Economic Review*, 103, 897–947.
- Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo, y Thomas Le Barbanchon (2018), “The Effectiveness of Hiring Credits.” *The Review of Economic Studies*, Forthcoming.
- Cameron, Collin A. y Douglas L. Miller (2015), “A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference.” *Journal of Human Resources*, 50, 317–372.
- Cattaneo, Matias D, Brigham Frandsen, y Rocio Titiunik (2015), “Randomization Inference in the Regression Discontinuity Design: An Application to Party Advantages in the US Senate.” *Journal of Causal Inference*, 3, 1–24.
- Cattaneo, Matias D., Rocio Titiunik, y Gonzalo Vazquez-Bare (2016), “Inference in Regression Discontinuity Designs Under Local Randomization.” *Stata Journal*, 16, 331–367.
- Cellini, Stephanie Riegg, Fernando Ferreira, y Jesse Rothstein (2010), “The Value of School Facility Investments: Evidence from a Dynamic Regression Discontinuity Design.” *The Quarterly Journal of Economics*, 125, 215–261.

- Cerqua, Augusto y Guido Pellegrini (2014), “Do Subsidies to Private Capital Boost Firms’ Growth? A Multiple Regression Discontinuity Design Approach.” *Journal of Public Economics*, 109, 114–126.
- Chay, Kenneth Y., Patrick J. McEwan, y Miguel Urquiola (2005), “The Central Role of Noise in Evaluating Interventions That Use Test Scores to Rank Schools.” *The American Economic Review*, 95, 1237–1258.
- Chirinko, Robert S. y Daniel J. Wilson (2016), “Job Creation Tax Credits, Fiscal Foresight, and Job Growth: Evidence from U.S. States.” CESifo Working Paper Series 5771, CESifo Group Munich.
- Department of Commerce (2014), “Measuring Economic Distress in North Carolina.” Technical report.
- Fain, James T. (2005), “William S. Lee Act: 2005 Assessment of Results.” Technical Report dp1357, State of North Carolina Department of Commerce: Division of Policy, Research & Strategic Planning.
- Freedman, Matthew (2013), “Targeted Business Incentives and Local Labor Markets.” *Journal of Human Resources*, 48, 311–344.
- Heckman, James J., Robert J. Lalonde, y Jeffrey A. Smith (1999), “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs.” In *Handbook of Labor Economics* (O. Ashenfelter y D. Card, eds.), volume 3, chapter 31, 1865–2097, Elsevier.
- Kline, Patrick y Enrico Moretti (2013), “Place Based Policies with Unemployment.” *American Economic Review*, 103, 238–43.
- Lane, Brent y G. Jason Jolley (2009), “An Evaluation of North Carolina’s Economic Development Incentive Programs: Final Report.” Technical report, Chapel Hill: University of North Carolina at Chapel Hill.
- Michaillat, Pascal (2014), “A Theory of Countercyclical Government Multiplier.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6, 190–217.
- Neumark, David (2013), “Spurring Job Creation in Response to Severe Recessions: Reconsidering Hiring Credits.” *Journal of Policy Analysis and Management*, 32, 142–171.

Neumark, David y Diego Grijalva (2015), “The Employment Effects of State Hiring Credits.” IZA Discussion Papers 9146, Institute for the Study of Labor (IZA).

Program Evaluation Division (2015), “Final report to the joint legislative program evaluation oversight committee.” Technical Report 2015-11, North Carolina General Assembly.

Wong, Vivian C, Peter M Steiner, y Thomas D Cook (2013), “Analyzing regression-discontinuity designs with multiple assignment variables: A comparative study of four estimation methods.” *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 38, 107–141.

Apéndice en Línea

A. Detalles Adicionales del Programa

La primera iteración del programa de incentivos fiscales no discrecionales de Carolina del Norte, denotado como la ronda 0 en la Tabla 1, comenzó en 1988. El Departamento de Comercio del estado tenía la tarea de clasificar los condados cada año del 1 al 100 según el nivel de dificultad económica, que la legislación define como la combinación de una alta tasa de desempleo y bajos ingresos per cápita. Específicamente, los condados se clasificaron por separado según la tasa de desempleo y el ingreso per cápita y luego las dos clasificaciones se sumaron para producir un rango de depresión general (donde podrían presentarse empates). Las empresas en los 20 condados con mayores dificultades eran elegibles para un crédito fiscal de \$2,800 por cada nuevo empleado de tiempo completo contratado. El número de condados elegibles se incrementó progresivamente y había alcanzado los 50 para cuando el programa finalizó en 1995. No pudimos encontrar datos sobre la implementación de este programa más allá de la identidad de los 50 condados elegibles para créditos en su último año que usamos como variable de control.

En 1996 se lanzó un programa renovado conocido como Artículo 3A o el programa William S. Lee, en el cual nos enfocamos en nuestro estudio, y se conoce como la ronda 1. Continuó el uso de un esquema de clasificación de los condados y agregó el crecimiento de la población como un aporte para el proceso de clasificación. Extendió créditos fiscales a todos los condados que variaban en tamaño según los grupos de condados conocidos como niveles. Los mayores créditos de \$12,500 estaban disponibles para los 10 condados más deprimidos designados en el nivel 1. Las empresas en los condados con menores dificultades podrían recibir créditos entre \$500 y \$4,000 por nuevo empleado. En el transcurso de este programa, el número de condados elegibles para el mayor crédito se incrementó a medida que la baja población y las altas tasas de pobreza se agregaron como anulaciones del sistema de clasificación, con 28 condados designados de nivel 1 y elegibles para los créditos más grandes en el último año del programa en 2006.

El programa William S. Lee fue reemplazado en 2007 por el programa del Artículo 3J denominado como ronda 2. Este último programa funcionó de manera similar a sus predecesores, pero con algunos cambios en las fórmulas de elegibilidad para recibir el crédito. El nivel 1, el de mayores dificultades económicas, se expandió para contener 40 condados elegibles para créditos de \$12,500. Los siguientes 40 condados más deprimidos estaban en el nivel 2 y podían recibir créditos de \$5,000 y los 20 condados con mejor

desempeño en el nivel 3 podían recibir créditos de \$750. La fórmula de clasificación de angustia se modificó para incorporar el valor de la propiedad per cápita junto con la tasa de desempleo, los ingresos y el crecimiento de la población. En 2014, el programa del Artículo 3J terminó y no fue reemplazado (Program Evaluation Division, 2015).

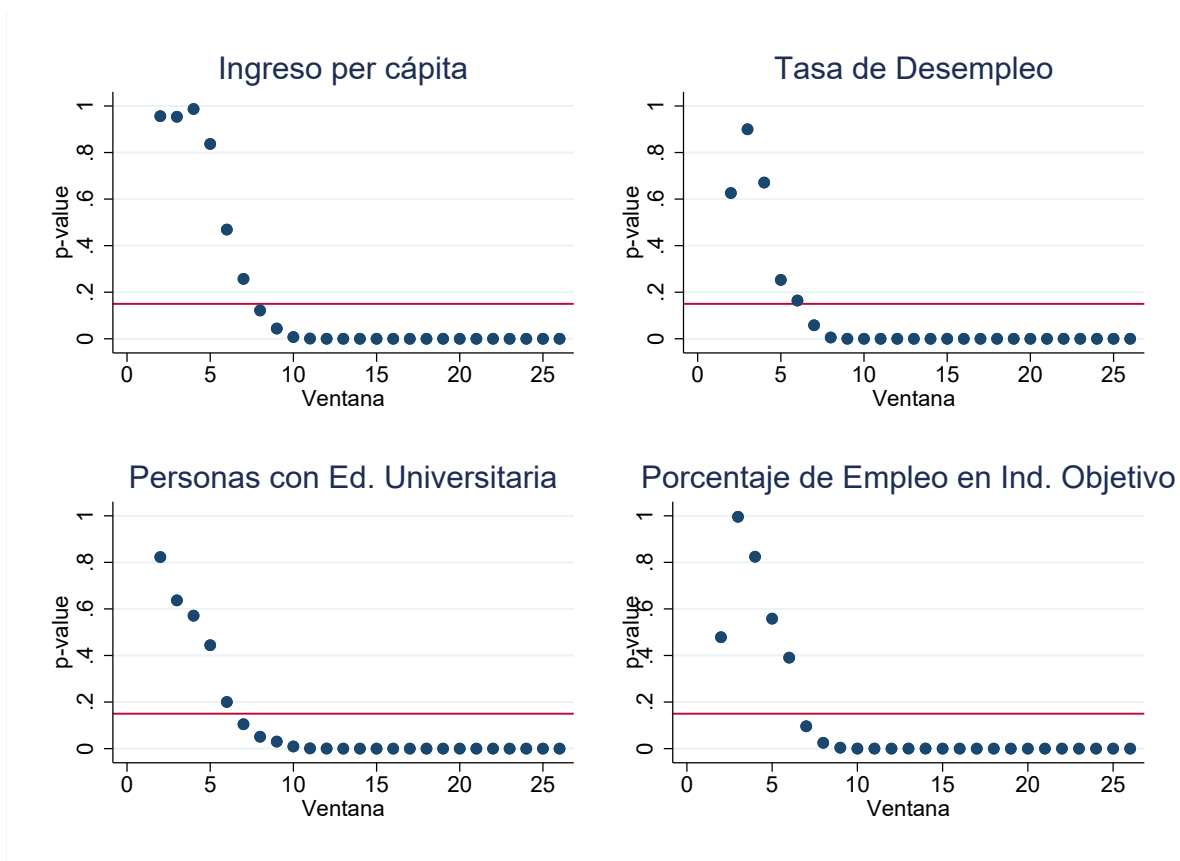
Tabla A.1: Ejemplo de Clasificación de Dificultades Económicas - 2005

Condado	Población		Ingreso		Desempleo		Dificultad Econ.		Pob.	Pobreza	Excepción	Nivel
	crecimiento (1)	lugar (2)	per cap (3)	lugar (4)	tasa (5)	lugar (6)	suma (7)	lugar (8)				
Vance	-0.54 %	96	\$21,697	74	12.43	100	270	1	44,134	20.50	0	1
Halifax	-0.27 %	86	\$20,132	91	8.83	90	267	2	56,533	23.90	0	1
Scotland	-0.26 %	85	\$21,083	82	10.96	99	266	3	35,089	20.56	0	1
Hyde	-2.14 %	100	\$19,694	93	7.16	70	263	4	5,854	15.44	0	1
Washington	-0.85 %	98	\$20,926	85	7.69	78	261	5	13,507	21.76	0	1
Edgecombe	-1.39 %	99	\$22,373	64	9.59	96	259	6	55,583	19.59	0	1
Richmond	-0.21 %	84	\$21,195	81	9.37	93	258	7	46,053	19.56	0	1
Martin	-0.71 %	97	\$21,520	77	8.09	83	257	8	24,940	20.19	0	1
Warren	0.36 %	62	\$17,947	99	9.38	94	255	9	20,252	19.45	0	1
Yancey	-0.04 %	80	\$19,621	94	7.86	80	254	10	17,546	15.76	0	1
Mitchell	-0.09 %	82	\$20,004	92	7.59	77	251	11	15,770	13.83	0	2
Bertie	0.13 %	76	\$20,695	87	8.50	88	251	11	20,013	23.46	1	1
Anson	-0.35 %	91	\$22,536	60	10.25	97	248	13	25,690	17.77	0	2
Caswell	0.08 %	78	\$21,537	76	8.37	86	240	14	23,738	14.40	0	2
Robeson	0.65 %	53	\$18,238	98	8.31	85	236	15	125,394	22.81	0	2
North Carolina	1.33 %		\$27,644		5.47				8,418,493	12.23		

Nota: Ejemplo del cálculo de la clasificación de dificultades económicas y la asignación de niveles para los 15 condados más deprimidos en 2005 de los 100 condados de Carolina del Norte. Las tres variables de decisión para las clasificaciones son el crecimiento reciente de la población del condado, el ingreso per cápita y las tasas de desempleo. Estos se clasifican por separado de 1 a 100 en las columnas (2), (4) y (6) y luego se suman y ordenan para la clasificación general en la columna (8). Los diez condados con un menor lugar en la clasificación/más angustiados se asignan al nivel 1. Los condados en el lugar 11 o más altos comienzan a ser asignados al nivel 2, a menos que disparen una excepción basada en una combinación de baja población y una alta tasa de pobreza que los reasigna en el nivel 1. Valores generales para los 100 condados de Carolina del Norte en la parte inferior.

B. Figuras y Tablas Adicionales

Figura B.1: Estimaciones Locales - Selección de Ventana



Nota: Pruebas de balance de covariables por tamaño de ventana contra el límite de 15% recomendado por Cattaneo et al. (2015).

Tabla B.2: Estimaciones de Diferencia en Diferencias

Variable Dependiente	Log Empleo		Empleo/ Población		Desempleo	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nivel 1	-0.007 (0.009)	0.001 (0.008)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.072 (0.165)	0.077 (0.160)
Rezago Nivel 1	-0.021** (0.009)	-0.016* (0.009)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.121 (0.169)	-0.051 (0.186)
Rezago 2 Nivel 1	-0.014 (0.009)	-0.011 (0.008)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.293** (0.117)	-0.246** (0.112)
Rezago 3 Nivel 1	-0.002 (0.014)	0.001 (0.013)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.518*** (0.189)	-0.466** (0.179)
Rezago 4 Crecimiento poblacional		-0.000 (0.003)		-0.001 (0.001)		0.042 (0.030)
Rezago 4 Ingreso real per cápita		0.020 (0.045)		-0.003 (0.012)		0.655 (0.694)
Rezago 4 Tasa de desempleo		-0.006** (0.003)		-0.001 (0.001)		-0.111** (0.046)
R^2	0.998	0.998	0.981	0.982	0.810	0.826
N	588	546	588	546	588	546
<i>Condados</i>	42	42	42	42	42	42
EF Condados	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
EF Año	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Tendencia por Condado	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Errores estándar aglomerados entre paréntesis.

* $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

Nota: Estimaciones de Diferencia en Diferencias de la ecuación (3). Los errores estándar están agrupados por condado. Los valores-p se calculan utilizando la metodología “wild-bootstrap-t” con 500 repeticiones para dar cuenta del pequeño número de condados. Todas las columnas incluyen efectos fijos de condado y de tiempo, y las tendencias de tiempo lineales interactuadas con variables dicotómicas de condados.

Tabla B.3: Estimaciones Locales: 1, 2, 3 Años Después del Tratamiento

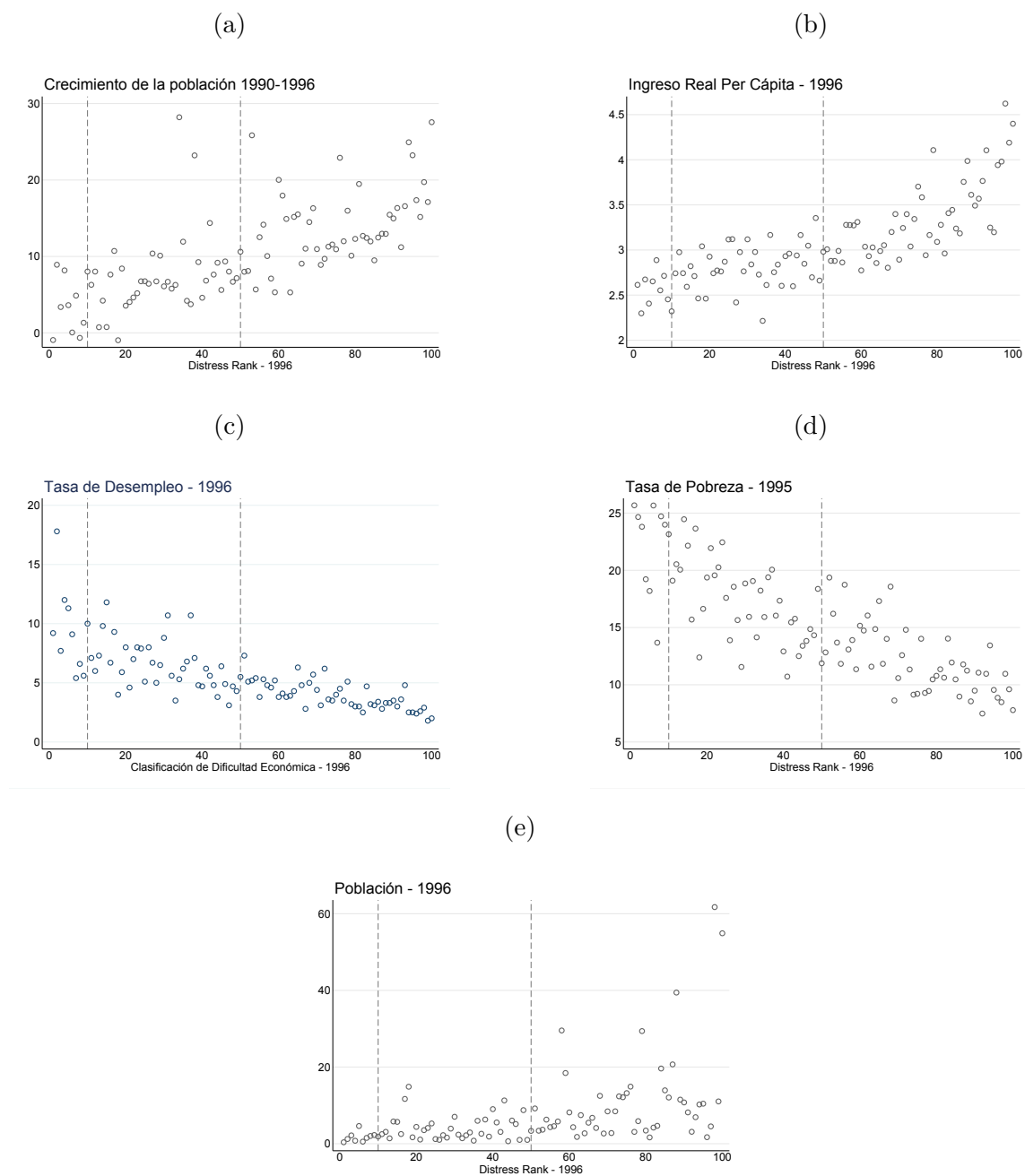
Ventana	Años	Variable Dependiente			N
		Log Empleo	Empleo/ Población	Tasa de Desempleo	
6 lugares	1 Año	-0.001 [0.906]	0.000 [0.874]	-0.198 [0.393]	88
	2 Años	0.026 [0.157]	0.007 [0.126]	-0.287 [0.392]	78
	3 Años	0.053** [0.018]	0.014** [0.013]	-0.050 [0.884]	69
10 lugares	1 Año	-0.006 [0.501]	-0.000 [0.949]	-0.135 [0.436]	152
	2 Años	0.010 [0.438]	0.004 [0.179]	-0.495* [0.066]	135
	3 Años	0.028* [0.089]	0.010** [0.022]	-0.508 [0.128]	119
20 lugares	1 Año	-0.004 [0.530]	0.000 [0.757]	-0.245** [0.046]	236
	2 Años	0.006 [0.556]	0.004* [0.088]	-0.643*** [0.000]	211
	3 Años	0.025** [0.042]	0.010*** [0.002]	-0.908*** [0.000]	186

Valores-p de inferencia aleatoria con 1000 replicaciones entre corchetes.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: Diferencia en los resultados promedio para los condados tratados y de control, para diferentes anchos de banda de los lugares de la clasificación alrededor del umbral de la política.

Figura B.2: Relación entre la Clasificación De Dificultades Económicas y las Variables De Decisión



Nota: Los indicadores económicos a nivel de condado se ordenan según la clasificación de dificultad económica inicial al comienzo de la primera ronda del programa. Las líneas verticales denotan los umbrales donde el tamaño del crédito salta de forma discontinua.

Tabla B.4: Estimaciones Locales del Efecto 3 Años Después del Tratamiento,
Excluyendo el Condado de Northampton en 2005

Periodo	Ventana	Variable Dependiente						N
		Log Empleo		Empleo Población		Tasa de Desempleo		
1996-2006	6 lugares	0.046**	[0.030]	0.013**	[0.026]	-0.043	[0.908]	68
1996-2006	10 lugares	0.023	[0.120]	0.009**	[0.031]	-0.507	[0.128]	118
1996-2006	20 lugares	0.020*	[0.086]	0.009***	[0.005]	-0.907***	[0.000]	185

Valores-p de inferencia aleatoria con 1000 replicaciones entre corchetes.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Nota: Diferencia en los resultados promedio para los condados tratados y de control, para diferentes anchos de banda de los lugares de la clasificación alrededor del umbral de la política, tres años después del tratamiento. Las estimaciones excluyen Northampton en 2005.