

Dt

## DOCUMENTO DE TRABAJO

LOS EFECTOS DE UN PROGRAMA DE TRANSFERENCIAS DE INGRESOS EN LA CIUDAD DE BUENOS AIRES

06/2015

N° 2015/03

# LOS EFECTOS DE UN PROGRAMA DE TRANSFERENCIAS DE INGRESOS EN LA CIUDAD DE BUENOS AIRES

Hatrick, Agustina

# LOS EFECTOS DE UN PROGRAMA DE TRANSFERENCIAS DE INGRESOS EN LA CIUDAD DE BUENOS AIRES

Hatrack, Agustina

CAF - Documento de trabajo N° 2015/03

01/06/2015

## RESUMEN

Las transferencias condicionadas de ingreso, ampliamente extendidas en América Latina, afectan decisiones económicas de sus beneficiarios y tienen impactos sobre distintas dimensiones de su bienestar. En este trabajo, estimamos los efectos de corto plazo sobre niños y adultos del programa *Ciudadanía Porteña* (CP), implementado por el Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires en 2006, a través del método de propensity score matching. Respecto al cumplimiento de las condicionalidades, encontramos que CP logra aumentar la asistencia escolar y la probabilidad de que los niños hayan consultado un médico en el último año. En línea con la literatura, aunque no se encuentra que CP afecte la participación laboral, sí hay evidencia de impactos en el margen intensivo de la oferta laboral. Específicamente, CP reduce la cantidad de horas semanales de trabajo y los ingresos laborales. Analizando impactos heterogéneos, los resultados muestran que estos efectos son significativos para hombres e individuos jefes de hogar. Si bien el beneficio no está asociado a la condición de informalidad laboral, la probabilidad de trabajar en el sector formal también se ve negativamente afectada. Además, examinamos impactos colaterales deseables sobre las mujeres beneficiarias. Los resultados sugieren que CP aumenta la probabilidad de que las beneficiarias realicen controles ginecológicos preventivos.

Pequeñas secciones del texto, menores a dos párrafos, pueden ser citadas sin autorización explícita siempre que se cite el presente documento. Los resultados, interpretaciones y conclusiones expresados en esta publicación son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y de ninguna manera pueden ser atribuidos a CAF, a los miembros de su Directorio Ejecutivo o a los países que ellos representan. CAF no garantiza la exactitud de los datos incluidos en esta publicación y no se hace responsable en ningún aspecto de las consecuencias que resulten de su utilización.

© 2015 Corporación Andina de Fomento

## THE EFFECTS OF AN INCOME TRANSFERS PROGRAM IN THE CITY OF BUENOS AIRES

Hatrack, Agustina  
CAF – Working Papers N° 2015/03  
01/06/2015

### ABSTRACT

Conditional cash transfers, which have become widespread in Latin America, affect many economic decisions of beneficiaries and have effects on several dimensions of their wellbeing. In this paper, we estimate the short-term effects of *Ciudadanía Porteña* (CP), a CCT implemented by the Government of the City of Buenos Aires in 2006, on children and adults using propensity score matching methods. Regarding compliance with conditionalities, we find that CP does increase school attendance and the probability that children have visited a doctor in the last year. In line with the literature, although CP does not affect labor participation, there is evidence of an impact on the intensive margin of labor supply. In particular, CP reduces the amount of weekly hours of work and earnings. Analyzing heterogeneous impacts, the results show that these effects are significant for men and heads of household. Although the benefit is not associated with informality status in the labor market, the probability of working in the formal sector is also negatively affected. In addition, we examine desirable non-intended impacts on female beneficiaries. The results suggest that CP increases the likelihood that women undertake preventive gynecological controls.

Small sections of text, that are less than two paragraphs, may be quoted without explicit permission as long as this document is stated. Findings, interpretations and conclusions expressed in this publication are the sole responsibility of its author(s), and it cannot be, in any way, attributed to CAF, its Executive Directors or the countries they represent. CAF does not guarantee the accuracy of the data included in this publication and is not, in any way, responsible for any consequences resulting from its use.

© 2015 Corporación Andina de Fomento

# Los efectos de un programa de transferencias de ingresos en la Ciudad de Buenos Aires\*

Agustina Hatrick\*\*

Julio, 2015

## Resumen

Las transferencias condicionadas de ingreso, ampliamente extendidas en América Latina, afectan decisiones económicas de sus beneficiarios y tienen impactos sobre distintas dimensiones de su bienestar. En este trabajo, estimamos los efectos de corto plazo sobre niños y adultos del programa Ciudadanía Porteña (CP), implementado por el Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires en 2006, a través del método de propensity score matching. Respecto al cumplimiento de las condicionalidades, encontramos que CP logra aumentar la asistencia escolar y la probabilidad de que los niños hayan consultado un médico en el último año. En línea con la literatura, aunque no se encuentra que CP afecte la participación laboral, sí hay evidencia de impactos en el margen intensivo de la oferta laboral. Específicamente, CP reduce la cantidad de horas semanales de trabajo y los ingresos laborales. Analizando impactos heterogéneos, los resultados muestran que estos efectos son significativos para hombres e individuos jefes de hogar. Si bien el beneficio no está asociado a la condición de informalidad laboral, la probabilidad de trabajar en el sector formal también se ve negativamente afectada. Además, examinamos impactos colaterales deseables sobre las mujeres beneficiarias. Los resultados sugieren que CP aumenta la probabilidad de que las beneficiarias realicen controles ginecológicos preventivos.

**Palabras clave:** Transferencias Condicionadas de Ingreso; Educación; Salud; Informalidad.

**Clasificación JEL:** I28, I38, J22.

---

\*Agradezco enormemente a Dolores de la Mata, Lucila Berniell y Diego Jorrat.

\*\*CAF-Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, ahatrack@caf.com

# 1. Introducción

Las transferencias condicionadas de ingreso (TCI) son transferencias públicas, usualmente focalizadas en población vulnerable, que se caracterizan por algún requisito de corresponsabilidad en su diseño y que crecieron ampliamente en América Latina durante los últimos 15 años. Los países pioneros en introducir a gran escala esta nueva herramienta de política social fueron Brasil (con *Bolsa Família*) y México (con PROGRESA, luego denominado *Oportunidades*) durante la década de los 90. Más tarde muchos países también implementaron este tipo de transferencias, y el Gobierno de Ciudad de Buenos Aires fue el primero en hacerlo a escala en Argentina, en el año 2006, con su programa *Ciudadanía porteña. Con todo derecho* (de ahora en más, CP).

Casi todos los programas de TCI cuentan con puntos en común, ya que a la vez que intentan evitar situaciones de pobreza extrema en el corto plazo, también pretenden romper los vínculos de la transmisión intergeneracional de la pobreza al fomentar las inversiones en capital humano de los niños de las familias beneficiadas. Este último objetivo se persigue por medio de las condicionalidades, que requieren asistencia de los niños a establecimientos educativos y a centros de salud de manera periódica. En términos generales, el caso de CP no difiere mucho del común de los programas de TCI latinoamericanos. Sin embargo, a diferencia de otros programas la elegibilidad no está directamente atada al estatus ocupacional de los adultos potencialmente beneficiarios sino al nivel de ingresos como proxy de la vulnerabilidad del hogar.

Este trabajo busca estimar los impactos de CP en varias dimensiones. En primer lugar, se mide el impacto de CP sobre las condicionalidades, básicamente en el cumplimiento de las corresponsabilidades en materia de educación y salud. También se estima el impacto sobre trabajo infantil, que es otra variable sobre la cual CP intenta incidir. En segundo lugar, se intenta medir los impactos del programa sobre las decisiones laborales de los adultos de las familias beneficiarias. Si bien la elegibilidad no está sujeta a la condición en el mercado laboral (activo, inactivo o desocupado) o al estatus de formalidad de los trabajadores ocupados, existen algunos canales por los cuales una transferencia con este diseño igual puede afectar estas dimensiones laborales de manera no deseada.

La literatura que estudia los impactos de programas de TCI en América Latina es muy abundante, y llega a abarcar resultados de corto, mediano y largo plazo sobre distintas dimensiones del bienestar de las familias. En particular, varios estudios muestran que las TCI han tenido impactos muy grandes de corto plazo, en términos de mejoras de matriculación escolar, visitas a centros de atención sanitaria, aumento en gasto alimentario, entre otros indicadores (Fiszbein *et al.* (2009)). Sin embargo, los efectos de mediano y largo plazo no parecen tan grandes o duraderos. Por ejemplo, Rodríguez Oreggia y Freije (2012), encuentran que, a pesar de las posibles mejoras en el capital humano de los beneficiarios, el mercado laboral no ha retribuido ni con mejores ingresos ni con una menor probabilidad de desempleo a los individuos beneficiados con *PROGRESA/Oportunidades*. También, Baez y Camacho (2011) encuentran que la mayor escolaridad inducida por un programa de TCI en Colombia (*Familias en Acción*) mejora un poco los resultados en tests estandarizados en la escuela, pero esos efectos se van disipando en el tiempo.

Por otro lado, la literatura existente también analiza los impactos de este tipo de programas en los resultados laborales de adultos dentro del núcleo familiar. En particular, en un reciente trabajo Garganta y Gasparini (2015) encuentran que la *Asignación Universal por Hijo* (de ahora en más, AUH), un masivo programa de transferencias a nivel nacional implementado en Argentina en 2009, aumenta la informalidad laboral<sup>1</sup>. En cuanto a la participación laboral, varios estudios resumidos en Bosch y Manacorda (2012) señalan que los impactos de programas de TCI que no atan la elegibilidad a la condición de actividad laboral no tienen impacto sobre el margen extensivo, es decir, la elasticidad ingreso de la oferta laboral es nula para las familias más pobres (elegibles para estos beneficios). Sin embargo, algunos estudios encuentran que el margen intensivo sí puede verse afectado, tal como se muestra en Alzua *et al.* (2013) para el caso del programa *Red de Protección Social* en Nicaragua.

Las estimaciones hechas en este trabajo se obtuvieron a través de la técnica de *propensity score matching* (o emparejamiento), y solo se midieron efectos de corto plazo de Ciudadanía Porteña. Tanto el método como la elección del horizonte temporal de los impactos obedecen a

---

<sup>1</sup>La AUH otorga un subsidio monetario por hijo menor a los hogares cuyos miembros están desocupados o trabajan en el sector informal.

la disponibilidad de bases de datos necesarias para generar un grupo de control adecuado, tal como se discute en la sección 3 y 4.

Si bien CP contó con tres evaluaciones anteriores ninguna de ellas cumple con requisitos estándar para la construcción de un buen grupo de control, que permita hacer un ejercicio contrafactual válido. A pesar de que la técnica empleada en este trabajo, al no poder controlar por diferencias en factores no observables entre el grupo de control y el tratamiento, no otorga el contrafactual ideal que brindaría una evaluación experimental, satisface una serie de criterios estadísticos que otorgan estimaciones menos sesgadas de los efectos del programa.

Los efectos que se encuentran señalan que respecto al cumplimiento de las condicionalidades, CP logra aumentar la asistencia escolar en un 9% en 2006 y en un 4% en 2007 (aunque este último no es estadísticamente significativo), y la probabilidad de consultar a un médico en el último año en un 7% en 2006 y un 10% en 2007. En cuanto a uno de los objetivos del programa, reducir el trabajo infantil, si bien la magnitud de los efectos es importante no son estadísticamente significativos.

En línea con la literatura, en este trabajo aunque no se encuentra que CP afecte la probabilidad de participar en el mercado laboral, sí hay evidencia de impactos en el margen intensivo. Específicamente, CP reduce la cantidad de horas semanales de trabajo entre 3 y 4 y los ingresos laborales, entre \$35 y \$118. Analizando efectos heterogéneos, los resultados muestran que estos efectos son significativos para hombres e individuos jefes de hogar. Si bien el beneficio no está asociado a la condición de informalidad laboral, la probabilidad de trabajar en el sector formal también se ve negativamente afectada (pero solo en 2007).

Además, este trabajo se distingue de la literatura previa en que también examina impactos colaterales pero deseables sobre los adultos, en particular, sobre los chequeos de salud de las mujeres beneficiarias. En 2006, se encuentra que el programa aumenta la probabilidad de que las beneficiarias realicen controles ginecológicos preventivos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe el programa Ciudadanía Porteña. La sección 3 describe los datos utilizados. La sección 4 describe la estrategia empírica. En la sección 5 se presentan los principales resultados encontrados. Se concluye

en la sección 6.

## 2. Descripción del programa

El Programa *Ciudadanía Porteña. Con Todo Derecho* fue creado en noviembre de 2005 por la Ley 1878 de la Legislatura de la Ciudad de Buenos Aires. Implementado por el Ministerio de Desarrollo Social del Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires, comenzó a funcionar en mayo de 2006. En junio de 2014 se sancionó el Decreto 249/2014 de la Ciudad de Buenos Aires que reglamenta aquella ley.

Ciudadanía Porteña es un programa de transferencia de ingresos a los hogares en situación de pobreza e indigencia que residen en la Ciudad, condicionada al cumplimiento de ciertos compromisos por parte de los beneficiarios en materia de protección de la salud de niños hasta 18 años de edad, embarazadas y adultos mayores a 65 años, y en materia de educación. El objetivo del programa es ayudar a los hogares a financiar la canasta alimentaria, así como a promover el acceso a la educación y protección de la salud de los niños, niñas, adolescentes y su grupo familiar, la búsqueda de empleo y la reinserción en el mercado laboral de los adultos. La inscripción de los hogares al programa es voluntaria.

Según la Ley 1878, son elegibles al programa, en primer lugar, los hogares cuyos ingresos resulten hasta un 25 % por encima de la línea de indigencia<sup>2</sup> y, en segundo lugar, aquellos cuyos ingresos sean superiores a ese nivel pero menores a la línea de pobreza<sup>3</sup>, con hijos a cargo de hasta 18 años de edad cumplidos y/o mujeres embarazadas y/o adultos mayores de 65 años a cargo y/o personas con necesidades especiales<sup>4,5</sup>.

---

<sup>2</sup>La línea de indigencia de un hogar viene dada por el valor de su Canasta Básica Alimentaria (CBA). Esta canasta surge de multiplicar el costo de la CBA correspondiente al adulto equivalente por la cantidad de adultos equivalentes que conforman el hogar. Un hogar será considerado indigente si su ingreso es menor al valor de su CBA.

<sup>3</sup>La línea de pobreza de un hogar viene dada por el valor de su Canasta Básica Total (CBT) que incluye bienes y servicios no alimentarios. Esta canasta surge de multiplicar el costo de la Canasta Básica Total correspondiente al adulto equivalente por la cantidad de adultos equivalentes que conforman el hogar. Un hogar será considerado pobre si su ingreso se encuentra por debajo de su línea de pobreza.

<sup>4</sup>En la ley se establece que los hogares cuyos ingresos resulten hasta un 25 % por encima de la línea de indigencia pero menores a la línea de pobreza, sin hijos a cargo de hasta 18 años de edad cumplidos, mujeres embarazadas, adultos mayores de 65 años ni personas con discapacidad también pueden acceder al programa según la capacidad presupuestaria y la demanda efectiva.

<sup>5</sup>A diferencia de otros programas de transferencias condicionadas, CP no se restringe a aquellos hogares con



El beneficio consiste en una transferencia monetaria mensual otorgada al hogar. Los beneficiarios acceden a la transferencia a través de una tarjeta magnética emitida por el Banco Ciudad y Tarjeta Cabal llamada *Tarjeta de Compra*, que se puede utilizar únicamente en los comercios adheridos al programa para la compra de alimentos, productos de limpieza e higiene personal, combustible para cocinar y útiles escolares. La titular del beneficio es en primera medida la mujer, sea esta la jefa de hogar o la cónyuge del jefe. El uso de la tarjeta de compra es exclusivo de la/el titular y está sujeto a algunas restricciones: no se pueden realizar extracciones de dinero en efectivo, ni por la ventanilla del banco ni por cajeros automáticos; el gasto no puede superar el saldo disponible en la tarjeta y no se permite el pago en cuotas.

El monto de la transferencia equivale al 75 % de la Canasta Básica Alimentaria del INDEC para hogares con ingresos que superen hasta un 25 % la línea de indigencia y 50 % para el resto de los hogares elegibles<sup>6</sup>. De todas maneras, el programa establece un monto mínimo y máximo para la prestación, los cuales son determinados en función de la capacidad presupuestaria.

A diferencia de la AUH, el beneficio otorgado por CP no es incompatible con otros planes sociales a nivel provincial o nacional. Al momento de la implementación de CP, estaba en vigencia el *Plan Jefes y Jefas*, programa nacional de transferencias de ingresos con contraprestación laboral creado para paliar los efectos de la crisis desencadenada a fines de 2001<sup>7</sup>.

En términos de cobertura, desde su implementación hasta 2013 el 3.3 %<sup>8</sup> de los hogares de la Ciudad de Buenos Aires recibe CP. La Figura 1 muestra que en su lanzamiento el programa benefició a casi 50000 hogares. Mientras que la AUH cubre al 29 % de los niños de Argentina (Garganta y Gasparini (2015)), CP beneficia en promedio al 12 %<sup>9</sup> de los niños de Buenos Aires.

---

niños menores a 18 años. Sin embargo, en promedio para 2006-2013 el 81 % de los hogares está compuesto por al menos un niño.

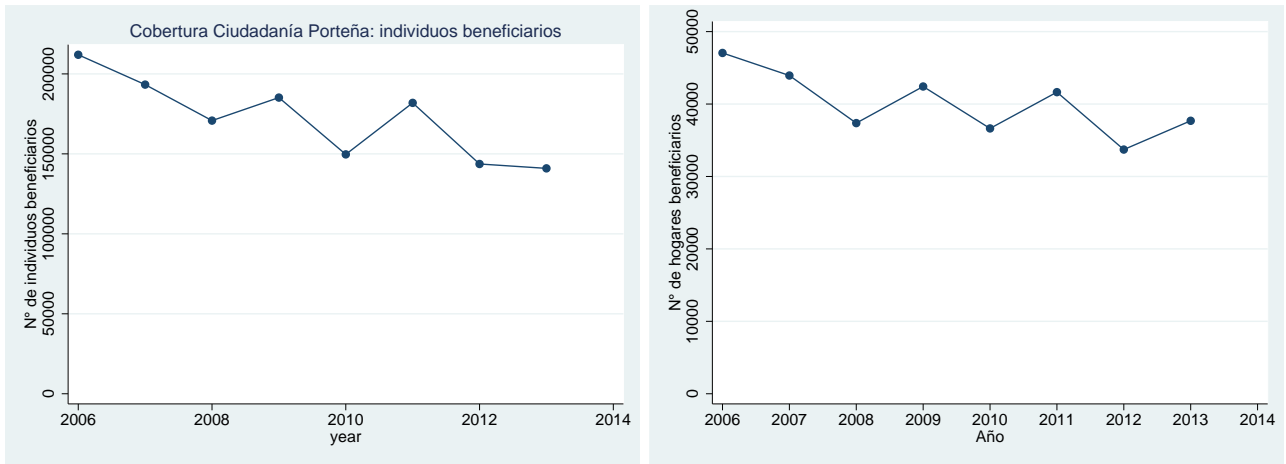
<sup>6</sup>A partir de la EAH, chequeamos si se cumplen esos porcentajes para nuestra muestra. En 2006, el ratio de ingreso del hogar por CP sobre la línea de indigencia es en promedio 63 % para los elegibles de la primer categoría y 57 % para los hogares elegibles de las otras dos categorías.

<sup>7</sup>Galasso y Ravallion (2004) estiman el impacto de este programa a través de un procedimiento de matching. Concluyen que el *Plan Jefes y Jefas* redujo el desempleo al atraer individuos inactivos o desempleados al mercado laboral.

<sup>8</sup>Promedio desde 2006 a 2013 calculado en base a EAH.

<sup>9</sup>Promedio desde 2006 a 2013 calculado en base a EAH.

Figura 1: Cobertura de Ciudadanía Porteña



(a) Individuos beneficiarios

(b) Hogares beneficiarios

Fuente: elaboración propia en base a EAH.

### 3. Datos

Utilizamos la Encuesta Anual de Hogares (EAH) de la Ciudad de Buenos Aires para los años 2006-2013. La EAH es una encuesta anual que realiza la Dirección General de Estadística y Censos (DGEyC) del Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires desde el año 2002, y es representativa del total de la Ciudad y de cada una de sus 15 comunas. La población bajo estudio está conformada por los hogares particulares de la Ciudad de Buenos Aires y los individuos que los conforman. El relevamiento incluye a hogares residentes en viviendas particulares, en villas de emergencia, inquilinatos/conventillos, hoteles familiares y pensiones, quedando excluidos de la encuesta la población de hogares colectivos, los pasajeros de hoteles turísticos y las personas sin residencia fija. Cada año se encuestan aproximadamente entre 5000 y 7000 hogares. La encuesta contiene un cuestionario a nivel del hogar y cuestionarios individuales para cada uno de sus miembros. Estos cuestionarios contienen preguntas sobre las condiciones de la vivienda, la composición del hogar, características demográficas básicas, condición laboral y características ocupacionales, ingresos individuales, educación y salud.

La EAH contiene información sobre los ingresos provenientes de CP, como una fuente de

ingreso no laboral<sup>10</sup>. A pesar de que el beneficio se le otorga al hogar, los ingresos de CP se reportan a nivel individual. Consideramos entonces que un hogar es beneficiario si al menos uno de sus miembros declara haber recibido ingresos por CP el mes anterior<sup>11</sup>; y que un individuo es beneficiario si integra uno de estos hogares. Dada la información disponible, no se puede especificar desde qué año el hogar recibe CP sino si actualmente recibe el beneficio.

La EAH solo permite identificar a los hogares/individuos beneficiarios a partir de 2006<sup>12,13</sup>. Por ende, no tenemos información sobre las características pre-tratamiento de los individuos y hogares beneficiarios. La Tabla 1 presenta descriptivos para la población total distinguiendo entre beneficiarios y no beneficiarios para los años 2006 y 2007, una vez implementado el programa. Los individuos que reciben CP difieren de los individuos que no reciben ese beneficio en características observables que no tendrían por qué verse directamente afectadas por el programa. Por ejemplo, los individuos beneficiarios son en promedio más jóvenes que los no beneficiarios y poseen un menor nivel educativo. Entre los tratados, hay un mayor porcentaje de extranjeros, pero un menor porcentaje de individuos afiliados a un sistema de salud. En términos de características del hogar, los hogares beneficiarios son más numerosos.

Naturalmente, gran parte de estas diferencias obedecen a que entre los no beneficiarios están las familias menos vulnerables que no son siquiera elegibles para CP. Otra forma de describir al grupo de beneficiarios es analizar las diferencias respecto a un grupo más comparable, como ser el grupo de los elegibles. A continuación restringimos nuestro análisis al universo de hogares que cumplen con el criterio de elegibilidad por ingreso, es decir aquellos hogares con ingresos

---

<sup>10</sup>Las fuentes de ingresos no laborales relevadas en la EAH son jubilación o pensión, alquileres, rentas, intereses, utilidades, beneficios, dividendos, seguro de desempleo, indemnización por desempleo, becas de estudio, cuotas por alimentos, aportes de personas que no viven en el hogar, *Plan Jefes y Jefas*, ingresos provenientes de CP y otros subsidios o planes sociales del gobierno. Los ingresos no laborales de un individuo junto con los ingresos laborales constituyen su ingreso total.

<sup>11</sup>En promedio solo en el 2,4% de los hogares beneficiarios más de un miembro reporta un ingreso por CP. En esos casos, el ingreso total familiar por CP es la suma de los ingresos individuales.

<sup>12</sup>Dado que la implementación del programa fue en mayo de 2006 y el relevamiento de la EAH se lleva a cabo en los meses de octubre, noviembre y diciembre, en 2006 ya se puede identificar a los primeros beneficiarios de CP.

<sup>13</sup>En la documentación disponible de la EAH se especifica que el muestreo consiste en paneles rotativos de viviendas. Sin embargo, la variable de identificación de la vivienda no permite identificar a los paneles de hogares ya que se repite cada año.

netos de la transferencia de Ciudadanía Porteña inferiores a su línea de pobreza<sup>14,15</sup>. Como no disponemos del ingreso del hogar al momento que este ingresa al programa sino al momento de la encuesta y su ingreso puede haber variado en el tiempo consideraremos elegibles aquellos hogares cuyos ingresos netos resulten hasta un 25 % por encima de su línea de pobreza<sup>16,17</sup>.

La Tabla 2 presenta descriptivos para la submuestra de individuos elegibles distinguiendo entre beneficiarios y no beneficiarios<sup>18</sup>. Aun restringiéndonos al grupo de elegibles, los individuos beneficiarios son, en promedio, distintos a los individuos no beneficiarios.

Dada la definición de la política, en particular los objetivos que persigue y las condicionales que impone, estamos interesados en los efectos de CP sobre niños, adultos en general y mujeres en particular. En primer lugar, analizamos si se cumplen las condicionalidades en educación y salud para niños menores a 18 años. A partir de la EAH, construimos una variable dicotómica que vale 1 si el niño asiste a un establecimiento educativo (0 caso contrario) y otra variable que vale 1 si el niño consultó un médico clínico o especialista en el último año (0 caso contrario). Adicionalmente, estudiamos el efecto del programa sobre el trabajo infantil. En la EAH, contamos con información sobre la condición de actividad (ocupado, desocupado, inactivo) para los individuos a partir de los 10 años de edad. Para niños entre 10 y 15 años, construimos una variable que vale 1 si el niño está ocupado o desocupado, y 0 si es inactivo.

En segundo lugar, estudiamos el impacto del programa sobre las decisiones laborales de los individuos mayores de 18 años; en particular sobre la participación laboral, los ingresos laborales, la cantidad de horas trabajadas semanalmente para los ocupados y la formalidad

---

<sup>14</sup>Calculamos la línea de pobreza de cada hogar como el producto de la Canasta Básica Total del INDEC por adulto equivalente (ajustada a partir de 2007) y las unidades consumidoras de ese hogar obtenidas en base a su composición. Los coeficientes por adulto equivalente para hacer este cálculo fueron extraídos de Dirección General de Estadísticas y Censos (2009).

<sup>15</sup>La condición de elegibilidad al programa definida en la Ley 1878 es más compleja ya que tiene en cuenta la composición del hogar; sin embargo, para simplificar podemos definir la elegibilidad solo en base al ingreso del hogar sin distorsionar demasiado la asignación. Para el año 2006, de los hogares que no cumplen la condición de elegibilidad establecida en la ley solo el 0.67 % son elegibles en términos de ingreso. Para el año 2007, el 2.33 %. Es decir, el error de clasificar individuos como elegibles cuando en realidad no lo son es muy bajo. Definimos la elegibilidad legal teniendo en cuenta la composición del hogar excepto para mujeres embarazadas y personas con discapacidad que no podemos identificar con la EAH.

<sup>16</sup>El objetivo es evitar excluir a individuos elegibles cuyo ingreso haya aumentado desde su ingreso al programa hasta el momento de la encuesta.

<sup>17</sup>Dado que necesitamos el ingreso del hogar para realizar esos cálculos, la muestra con la que trabajamos se reduce a aquellos hogares cuyos miembros declaran la totalidad de sus ingresos.

<sup>18</sup>Las medias descriptas en la Tabla 2 no coinciden con las presentadas en la Tabla 1 ya que no todos los beneficiarios de Ciudadanía Porteña son elegibles.

laboral para los asalariados<sup>19</sup>. Por último, estudiamos el impacto sobre los controles de salud de las mujeres mayores de 14 años. A partir de la encuesta, construimos una variable que vale 1 si la mujer se hizo un papanicolau en los últimos tres años y otra variable que vale 1 si se hizo alguna vez una mamografía.

En cuanto al horizonte temporal de los impactos, solo se miden los efectos del programa para los años 2006 y 2007. Esta decisión responde principalmente a dos razones. Por un lado, al no saber desde cuándo el hogar recibe CP no es posible determinar la duración de la exposición de los hogares al tratamiento; y, por lo tanto, a medida que pasan los años el impacto medido es probablemente la combinación de los efectos sobre los nuevos hogares beneficiarios y de los efectos de más largo plazo de los hogares que ya recibían el beneficio. Por otro lado, la implementación de la AUH en 2009 podría dificultar la identificación de los impactos de CP ya que no solo no podemos asegurar que ese programa tenga el mismo efecto entre los hogares que reciben CP y los que no, sino que también la participación en la AUH puede verse afectada por la participación en CP a través de una sustitución entre estos programas<sup>20</sup>.

---

<sup>19</sup>Definimos la formalidad laboral en base a la información disponible en la EAH sobre la existencia de deducciones previsionales para trabajadores asalariados. No hay datos para los trabajadores por cuenta propia.

<sup>20</sup>El Gobierno Nacional determinó que la AUH es incompatible con CP, por lo tanto aquellos hogares beneficiarios de CP deben renunciar a sus beneficios si optan por recibir el beneficio otorgado por el Gobierno Nacional. Y si reciben AUH y se inscriben a CP son dados de baja de AUH.

Tabla 1: Descriptivos: total de la población

|                                       | 2006          |                  |       | 2007          |                  |       |
|---------------------------------------|---------------|------------------|-------|---------------|------------------|-------|
|                                       | Beneficiarios | No beneficiarios | Total | Beneficiarios | No beneficiarios | Total |
| <b>INDIVIDUOS</b>                     |               |                  |       |               |                  |       |
| Edad                                  | 24.83         | 38.90            | 37.93 | 24.80         | 39.88            | 38.94 |
| Hombre                                | 0.44          | 0.46             | 0.46  | 0.42          | 0.46             | 0.46  |
| Extranjero                            | 0.16          | 0.11             | 0.11  | 0.15          | 0.10             | 0.10  |
| Primaria completa                     | 0.12          | 0.11             | 0.11  | 0.16          | 0.11             | 0.11  |
| Secundaria incompleta                 | 0.31          | 0.17             | 0.18  | 0.32          | 0.16             | 0.17  |
| Secundaria completa                   | 0.09          | 0.16             | 0.16  | 0.10          | 0.17             | 0.16  |
| Más que secundaria completa           | 0.06          | 0.42             | 0.39  | 0.04          | 0.42             | 0.40  |
| Casado                                | 0.47          | 0.49             | 0.49  | 0.40          | 0.51             | 0.50  |
| Soltero                               | 0.36          | 0.33             | 0.33  | 0.40          | 0.31             | 0.32  |
| Viudo                                 | 0.05          | 0.09             | 0.09  | 0.05          | 0.08             | 0.08  |
| Separado                              | 0.13          | 0.09             | 0.10  | 0.15          | 0.10             | 0.10  |
| Obra social                           | 0.24          | 0.82             | 0.78  | 0.30          | 0.85             | 0.81  |
| Participación en Plan Jefes y Jefas   | 0.31          | 0.02             | 0.04  | 0.18          | 0.01             | 0.02  |
| Ingreso per cápita Plan jefes y Jefas | 9.25          | 0.72             | 1.31  | 6.04          | 0.40             | 0.75  |
| <b>HOGARES/VIVIENDA</b>               |               |                  |       |               |                  |       |
| Cantidad de miembros del hogar        | 4.50          | 2.50             | 2.58  | 4.40          | 2.47             | 2.54  |
| Baño exclusivo                        | 0.70          | 0.94             | 0.93  | 0.68          | 0.95             | 0.94  |
| Tipo de vivienda: casa/departamento   | 0.78          | 0.95             | 0.94  | 0.69          | 0.95             | 0.94  |
| Tiene inodoro                         | 0.84          | 0.99             | 0.99  | 0.92          | 0.99             | 0.99  |
| Dueño de la vivienda                  | 0.24          | 0.62             | 0.61  | 0.26          | 0.62             | 0.61  |
| Niños menores a 18                    | 0.87          | 0.31             | 0.33  | 0.83          | 0.29             | 0.31  |
| Cantidad de niños menores a 18        | 2.21          | 0.52             | 0.59  | 2.11          | 0.49             | 0.55  |
| Zona A                                | 0.08          | 0.33             | 0.32  | 0.06          | 0.33             | 0.32  |
| Zona B                                | 0.21          | 0.15             | 0.15  | 0.15          | 0.15             | 0.15  |
| Zona C                                | 0.46          | 0.09             | 0.11  | 0.44          | 0.09             | 0.11  |
| Zona D                                | 0.11          | 0.16             | 0.16  | 0.09          | 0.16             | 0.16  |
| Zona E                                | 0.14          | 0.27             | 0.26  | 0.27          | 0.26             | 0.26  |
| Edad del jefe de hogar                | 44.01         | 51.92            | 51.61 | 44.74         | 52.91            | 52.62 |
| Jefe de hogar extranjero              | 0.26          | 0.13             | 0.13  | 0.28          | 0.12             | 0.13  |
| Jefe de hogar hombre                  | 0.48          | 0.61             | 0.60  | 0.42          | 0.63             | 0.62  |

Notas: Medias ponderadas (utilizando el factor de expansión de la EAH) para el total de la población, los beneficiarios y los no beneficiarios para los años 2006 y 2007. Distinguimos entre características individuales y del hogar. Las variables de zona geográfica valen 1 si el hogar se ubica en esa zona de la Ciudad de Buenos Aires. La zona A esta integrada por las comunas 2, 12, 13 y 14; la zona B, por las comunas 1 y 3; la zona C, por las 4 y 8; la zona D, por las 9, 10 y 11; y la zona E por las comunas 5, 6, 7 y 15.

Tabla 2: Descriptivos: elegibles por ingresos

|                                       | 2006          |                  |       | 2007          |                  |       |
|---------------------------------------|---------------|------------------|-------|---------------|------------------|-------|
|                                       | Beneficiarios | No beneficiarios | Total | Beneficiarios | No beneficiarios | Total |
| <b>INDIVIDUOS</b>                     |               |                  |       |               |                  |       |
| Edad                                  | 24.04         | 29.67            | 27.61 | 24.02         | 34.36            | 32.21 |
| Hombre                                | 0.45          | 0.48             | 0.47  | 0.42          | 0.46             | 0.45  |
| Extranjero                            | 0.16          | 0.22             | 0.20  | 0.15          | 0.16             | 0.16  |
| Primaria completa                     | 0.12          | 0.15             | 0.14  | 0.16          | 0.16             | 0.16  |
| Secundaria incompleta                 | 0.31          | 0.28             | 0.29  | 0.32          | 0.26             | 0.27  |
| Secundaria completa                   | 0.08          | 0.14             | 0.12  | 0.10          | 0.16             | 0.14  |
| Más que secundaria completa           | 0.05          | 0.13             | 0.10  | 0.04          | 0.17             | 0.15  |
| Casado                                | 0.49          | 0.50             | 0.50  | 0.41          | 0.50             | 0.48  |
| Soltero                               | 0.35          | 0.35             | 0.35  | 0.39          | 0.32             | 0.34  |
| Viudo                                 | 0.04          | 0.05             | 0.05  | 0.05          | 0.08             | 0.07  |
| Separado                              | 0.12          | 0.10             | 0.11  | 0.15          | 0.10             | 0.11  |
| Obra social                           | 0.20          | 0.37             | 0.31  | 0.29          | 0.61             | 0.54  |
| Participación en Plan Jefes y Jefas   | 0.33          | 0.11             | 0.19  | 0.18          | 0.04             | 0.07  |
| Ingreso per cápita Plan jefes y Jefas | 9.67          | 4.19             | 6.19  | 5.78          | 1.44             | 2.35  |
| <b>HOGARES/VIVIENDA</b>               |               |                  |       |               |                  |       |
| Cantidad de miembros del hogar        | 4.69          | 3.66             | 3.98  | 4.46          | 3.17             | 3.37  |
| Baño exclusivo                        | 0.67          | 0.79             | 0.76  | 0.66          | 0.90             | 0.86  |
| Tipo de vivienda: casa/departamento   | 0.77          | 0.85             | 0.83  | 0.67          | 0.91             | 0.87  |
| Tiene inodoro                         | 0.82          | 0.93             | 0.90  | 0.92          | 0.97             | 0.96  |
| Dueño de la vivienda                  | 0.19          | 0.43             | 0.36  | 0.25          | 0.54             | 0.49  |
| Niños menores a 18                    | 0.89          | 0.63             | 0.71  | 0.85          | 0.53             | 0.58  |
| Cantidad de niños menores a 18        | 2.39          | 1.43             | 1.73  | 2.21          | 1.05             | 1.24  |
| Zona A                                | 0.05          | 0.14             | 0.12  | 0.05          | 0.17             | 0.15  |
| Zona B                                | 0.20          | 0.16             | 0.17  | 0.16          | 0.15             | 0.15  |
| Zona C                                | 0.49          | 0.24             | 0.32  | 0.44          | 0.19             | 0.23  |
| Zona D                                | 0.11          | 0.19             | 0.17  | 0.09          | 0.21             | 0.19  |
| Zona E                                | 0.14          | 0.27             | 0.23  | 0.27          | 0.27             | 0.27  |
| Edad del jefe de hogar                | 42.79         | 47.90            | 46.31 | 44.14         | 52.60            | 51.27 |
| Jefe de hogar extranjero              | 0.28          | 0.31             | 0.30  | 0.28          | 0.21             | 0.23  |
| Jefe de hogar hombre                  | 0.50          | 0.59             | 0.56  | 0.43          | 0.63             | 0.60  |

Notas: Medias ponderadas (utilizando el factor de expansión de la EAH) para la submuestra de individuos elegibles por ingresos para los años 2006 y 2007. Distinguimos entre características individuales y del hogar. Las variables de zona geográfica valen 1 si el hogar se ubica en esa zona de la Ciudad de Buenos Aires. La zona A esta integrada por las comunas 2, 12, 13 y 14; la zona B, por las comunas 1 y 3; la zona C, por las 4 y 8; la zona D, por las 9, 10 y 11; y la zona E por las comunas 5, 6, 7 y 15.

## 4. Estrategia empírica

Idealmente para medir el impacto de un programa, deberíamos comparar la variable de resultado para los beneficiarios en presencia del programa con su contrafactual, es decir el valor que hubiera tomado esa variable en ausencia del programa. Sin embargo, el contrafactual es inobservable. Es posible identificar el efecto causal si se compara a los beneficiarios con un grupo de individuos cuya única diferencia con el grupo tratamiento sea que no se ven beneficiados por la intervención. En un experimento donde se asigna de manera aleatoria a los potenciales beneficiarios al grupo de tratamiento y al grupo de control, se asegura que estos grupos sean idénticos. Como la asignación al tratamiento en el caso de CP no es aleatoria, debemos recurrir a otros métodos que permiten estimar el efecto del programa a partir de datos observacionales; entre ellos *matching*, variables instrumentales, regresión discontinua, diferencias en diferencias. Dada la estructura de los datos detallada en la sección 3, la única alternativa viable es el *propensity score matching*.

Como discutimos en la sección 3, aun restringiéndonos al grupo de individuos elegibles los individuos beneficiarios son en promedio distintos a los individuos no beneficiarios. Si calculamos la diferencia entre el promedio de las variables de resultado para el grupo de beneficiarios y el grupo de no beneficiarios, no podremos distinguir entre el verdadero impacto del programa y el sesgo de selección. *Matching* permite reducir el sesgo de selección al estimar el contrafactual de los individuos del grupo de tratamiento con el promedio ponderado para individuos que no participaron del programa pero que son observacionalmente similares a los beneficiarios en términos de su probabilidad de participación denominada *propensity score*.

El primer paso para aplicar el propensity score matching es estimar la probabilidad de participación y determinar qué variables deberían utilizarse para ello. Para cada submuestra de individuos, analizamos qué variables podrían determinar la probabilidad de participación y la variable de resultado de manera simultánea, pero sin verse afectadas por CP. Incluimos en cada caso características relevantes individuales, del hogar y de la vivienda. Consideramos pertinente incluir la participación en el *Plan Jefes y Jefas*, como proxy del nivel socioeconómico del hogar. El *propensity score* es estimado con un modelo probit.



El segundo paso es establecer el soporte común para asegurar que los grupos de tratamiento y de control sean lo más parecidos posible. La condición de soporte común establece que individuos con el mismo vector de características tienen probabilidad positiva de ser tanto beneficiarios como no beneficiarios del programa.

El tercer paso es elegir el algoritmo de matching a utilizar, como *k-nearest neighbor matching*, *kernel matching*, *radius matching*, regresión lineal local, entre otros. En este trabajo, se presentan los resultados del *kernel matching* que compara cada observación del tratamiento con las observaciones del control pertenecientes al soporte común ponderadas por el kernel de Epanechnikov. Aunque no se reportan, se chequea la robustez de los resultados considerando *k-nearest neighbor matching* (con uno, cinco y diez vecinos con reposición), *radius matching* y regresión lineal local.

Por último como el método de *propensity score matching* no controla por las características observables sino por el *propensity score*, se debe chequear si el procedimiento de *matching* logra balancear la distribución de las variables relevantes entre el grupo de tratamiento y el grupo de control. Condicional al *propensity score*, las variables observables no deberían generar nueva información acerca del tratamiento. Una manera de chequear esto es hacer una regresión de la probabilidad de participación en el programa contra el *propensity score* y las variables observables. Si los coeficientes estimados asociados a las características son estadísticamente distintos de cero, esto sugiere una mala especificación del modelo utilizado para calcular el *propensity score* o bien que no se cumple el supuesto de independencia condicional. Para todas las especificaciones consideradas, esta condición se cumple.

Con el mismo objetivo, Rosenbaum y Rubin (1985) sugieren utilizar el sesgo estandarizado (*standardised bias*) para evaluar si el procedimiento de *matching* logra reducir el sesgo entre grupo de tratamiento y de control en términos de las características observables y en qué magnitud. Las fórmulas para el sesgo estandarizado antes y después del *matching* son las siguientes:

$$\%sesgo_{antes} = \frac{\overline{X}_T - \overline{X}_C}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}} \times 100 \quad (1)$$

$$\%sesgo_{después} = \frac{\overline{X}_{TM} - \overline{X}_{CM}}{\sqrt{\frac{s_{TM}^2 + s_{CM}^2}{2}}} \times 100 \quad (2)$$

$\overline{X}_T$  y  $\overline{X}_C$  son las medias muestrales para el grupo de tratamiento y grupo de control; mientras que  $\overline{X}_{TM}$  y  $\overline{X}_{CM}$  son los análogos para las observaciones emparejadas, es decir aquellas observaciones de cada grupo que pertenecen al soporte común ponderadas por los pesos asociados al algoritmo de matching utilizado.  $s_i^2$  denota la varianza muestral de cada grupo.

Rosenbaum y Rubin (1985) sugieren que un sesgo estandarizado que supere el 20% (en términos absolutos) debería considerarse como “grande”. Por su lado, Caliendo y Kopeinig (2008) argumentan que en la mayoría de los estudios empíricos un sesgo menor a 5% debería ser suficiente. En este trabajo, utilizaremos este criterio más restrictivo para analizar la calidad de los resultados del *matching*. Un aporte similar consiste en calcular un test-t para chequear si las diferencias entre los dos grupos son estadísticamente significativos.

Los efectos en la sección 5 estarán acompañados de los resultados de estos test de balance de características observables.

## 5. Resultados

### 5.1. Efectos sobre niños

En esta sección presentamos el impacto estimado de Ciudadanía Porteña sobre las condicionalidades del programa en materia de educación y salud para niños entre 0 y 18 años de edad utilizando *propensity score matching*. Adicionalmente, analizamos los efectos sobre el trabajo infantil. En la Tabla 4 se presentan los resultados. El programa aumenta la asistencia educativa en 7.5 puntos porcentuales para 2006. Esto representa un incremento de casi 9% respecto del

contrafactual. Para 2007, en cambio, el efecto no es estadísticamente significativo. El programa también incrementa la probabilidad de consultar a un médico o a un especialista en 5.9 puntos porcentuales (7.1% respecto a la media del control) en 2006 y en 7.5 (9.7%) en 2007. No encontramos efectos significativos del programa sobre el trabajo infantil de niños entre 10 y 15 años de edad, aunque el coeficiente estimado indica la dirección esperada del cambio. Estas estimaciones son robustas a otros algoritmos de matching como *k-nearest neighbor matching*, *radius matching* y regresión lineal local<sup>21</sup>.

El procedimiento de *matching* mejora notablemente el balance entre el grupo de tratamiento y el grupo de control en términos de características observables, tal como lo indica la Tabla 3 para uno de los outcomes analizados<sup>22</sup>. Por ejemplo, la diferencia entre el promedio de beneficiarios del *Plan Jefes y Jefas* para el grupo de tratamiento y el grupo de control es de 20 puntos porcentuales antes del *matching* y de 0.1 puntos porcentuales luego de este procedimiento. En esa Tabla se reporta el p-valor de los test-t, el sesgo estandarizado (definido en la sección 4) y el porcentaje en el que se reduce este sesgo luego del *matching* para cada una de las variables utilizadas para estimar el *propensity score*.

En la Tabla 4 se reportan para cada caso de manera resumida los resultados para los test-t, como el ratio entre la cantidad de variables para las cuales no hay diferencias estadísticamente significativas entre tratamiento y control, y la cantidad total de variables consideradas en la estimación del *propensity score*. También se indica cuántas variables satisfacen el criterio de Caliendo y Kopeinig (2008) sobre la cantidad total de variables. Para algunos casos, luego del matching persisten algunas diferencias que no son significativas a la luz de un test-t pero en base al criterio que proponen Caliendo y Kopeinig (2008) son relativamente grandes, aunque para ningún caso superan el 15%, como por ejemplo consultas médicas en 2007.

---

<sup>21</sup>Las tablas que resumen estos tests de robustez sobre algoritmos de *matching* se encuentran disponibles, aunque no están incluidas en este documento.

<sup>22</sup>Las tablas con la información sobre el balance en características observables entre grupo de tratamiento y grupo de control están disponibles para cada outcome y cada año, aunque no fueron incluidas en este documento

Tabla 3: Balance en características observables entre grupo de tratamiento y grupo de control

|  |   | Media                |                  | %sesgo  | %reducción del sesgo | test-t<br>p-valor |
|--|---|----------------------|------------------|---------|----------------------|-------------------|
|  |   | Grupo de tratamiento | Grupo de control |         |                      |                   |
| Edad                                       | A | 10.515               | 10.665           | -3.400  |                      | 0.507             |
|  | D | 10.494               | 10.538           | -1.000  | 70.600               | 0.850             |
| Edad al cuadrado                           | A | 129.160              | 134.360          | -5.500  |                      | 0.282             |
|  | D | 129.040              | 130.030          | -1.000  | 81.000               | 0.843             |
| Hombre                                     | A | 0.465                | 0.515            | -9.900  |                      | 0.051             |
|  | D | 0.475                | 0.488            | -2.700  | 73.100               | 0.618             |
| Extranjero                                 | A | 0.078                | 0.123            | -15.000 |                      | 0.003             |
|  | D | 0.080                | 0.077            | 1.000   | 93.400               | 0.836             |
| Cantidad de miembros del hogar             | A | 5.975                | 5.471            | 22.900  |                      | 0.000             |
|  | D | 5.926                | 5.952            | -1.200  | 94.800               | 0.833             |
| Cantidad de miembros del hogar al cuadrado | A | 40.864               | 34.477           | 19.500  |                      | 0.000             |
|  | D | 40.240               | 40.920           | -2.100  | 89.400               | 0.712             |
| Madre no vive en el hogar                  | A | 0.063                | 0.091            | -10.600 |                      | 0.039             |
|  | D | 0.064                | 0.068            | -1.400  | 86.400               | 0.775             |
| Edad de la madre                           | A | 34.843               | 34.555           | 2.300   |                      | 0.651             |
|  | D | 34.834               | 34.757           | 0.600   | 73.100               | 0.904             |
| Madre con primaria completa                | A | 0.267                | 0.198            | 16.300  |                      | 0.001             |
|  | D | 0.262                | 0.266            | -1.000  | 94.100               | 0.864             |
| Madre con secundaria incompleta            | A | 0.289                | 0.285            | 0.900   |                      | 0.861             |
|  | D | 0.286                | 0.290            | -0.800  | 12.800               | 0.885             |
| Madre con secundaria completa              | A | 0.126                | 0.175            | -13.700 |                      | 0.008             |
|  | D | 0.130                | 0.124            | 1.800   | 86.700               | 0.716             |
| Madre con más que secundaria completa      | A | 0.053                | 0.111            | -21.300 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.054                | 0.055            | -0.200  | 99.100               | 0.967             |
| Jefe del hogar activo                      | A | 0.786                | 0.861            | -19.600 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.804                | 0.815            | -2.900  | 85.000               | 0.596             |
| Dueño de la vivienda                       | A | 0.169                | 0.280            | -26.700 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.175                | 0.166            | 2.000   | 92.400               | 0.675             |
| Inodoro                                    | A | 0.732                | 0.810            | -18.800 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.741                | 0.740            | 0.400   | 98.100               | 0.950             |
| Baño exclusivo                             | A | 0.736                | 0.800            | -15.100 |                      | 0.003             |
|  | D | 0.741                | 0.761            | -4.800  | 68.400               | 0.385             |
| Participación en Plan Jefes y Jefas        | A | 0.363                | 0.157            | 48.100  |                      | 0.000             |
|  | D | 0.343                | 0.344            | -0.200  | 99.600               | 0.976             |
| Zona B                                     | A | 0.192                | 0.122            | 19.400  |                      | 0.000             |
|  | D | 0.187                | 0.177            | 2.900   | 85.200               | 0.615             |
| Zona C                                     | A | 0.575                | 0.408            | 33.900  |                      | 0.000             |
|  | D | 0.572                | 0.583            | -2.200  | 93.400               | 0.675             |
| Zona D                                     | A | 0.079                | 0.174            | -28.800 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.082                | 0.086            | -1.300  | 95.400               | 0.767             |
| Zona E                                     | A | 0.142                | 0.228            | -22.300 |                      | 0.000             |
|  | D | 0.146                | 0.135            | 2.900   | 87.200               | 0.553             |

Notas: Esta tabla pertenece al outcome de asistencia educativa para 2006. La línea "A" hace referencia a la situación previa al procedimiento de *matching* mientras que la "B", a la situación posterior al *matching*. Se reportan las medias de cada una de las variables utilizadas para estimar el probit de la probabilidad de participación para el grupo de tratamiento y el grupo de control. Antes y después del *matching*, %sesgo muestra el sesgo entre grupo de tratamiento y grupo control. %reducción del sesgo muestra la reducción del sesgo entre los grupos gracias al *matching*. Se reporta también el p-valor de los tests de diferencia de medias.

Tabla 4: Efectos de Ciudadanía Porteña sobre los niños

|      |                                 | Asistencia educativa<br>(1) | Consultas médicas<br>(2) | Trabajo infantil<br>(3) |
|------|---------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-------------------------|
| 2006 | Tratamiento                     | 0.075***<br>(0.02)          | 0.059***<br>(0.019)      | -0.023<br>(0.017)       |
|      | Media del control               | 0.838                       | 0.833                    | 0.043                   |
|      | Tratamiento como % del control  | 8.946                       | 7.094                    | -53.716                 |
|      | Observaciones                   | 1559                        | 1798                     | 653                     |
|      | Soporte común                   | 1538                        | 1776                     | 643                     |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 839                         | 973                      | 343                     |
|      | Obs. en el grupo de control     | 699                         | 803                      | 300                     |
|      | Tests de balance                |                             |                          |                         |
|      | test-t                          | 21/21                       | 21/21                    | 22/22                   |
|      | sesgo estandarizado             | 21/21                       | 21/21                    | 17/22                   |
| 2007 | Tratamiento                     | 0.032<br>(0.02)             | 0.075***<br>(0.022)      | -0.025<br>(0.022)       |
|      | Media del control               | 0.859                       | 0.781                    | 0.081                   |
|      | Tratamiento como % del control  | 3.752                       | 9.665                    | -30.934                 |
|      | Observaciones                   | 1534                        | 1764                     | 616                     |
|      | Soporte común                   | 1534                        | 1764                     | 616                     |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 982                         | 1123                     | 384                     |
|      | Obs. en el grupo de control     | 552                         | 641                      | 232                     |
|      | Tests de balance                |                             |                          |                         |
|      | test-t                          | 21/21                       | 21/21                    | 22/22                   |
|      | sesgo estandarizado             | 16/21                       | 16/21                    | 16/22                   |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de individuos elegibles menores a 18 años de edad para los años 2006 y 2007. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. La columna (3) es sobre la submuestra de niños entre 10 y 15 años. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, dummy que vale 1 si la madre del niño no vive en el hogar, edad de la madre, variables binarias de nivel de educación de la madre, dummy que vale 1 si el jefe del hogar es activo, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Para la columna (3), se incorpora una variable binaria que vale 1 si el padre no vive en el hogar. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

## 5.2. Efectos de Ciudadanía Porteña sobre decisiones laborales

La Tabla 5 presenta los resultados para participación laboral, ingresos mensuales laborales, horas trabajadas semanalmente y formalidad laboral. El programa no altera la decisión de participar en el mercado laboral, pero sí repercute sobre otro tipo de decisiones laborales. Los ingresos laborales se reducen para los beneficiarios en \$35 en 2006 (13.7% de la media del control) y en \$118 en 2007 (24.7%)<sup>23</sup>. El programa afecta los incentivos de los individuos ocupados quienes reducen la cantidad de horas que trabajan semanalmente en 4 horas en 2006 y en 3 horas en 2007. Respecto a la formalidad laboral, en 2006 no se ven efectos. Sin embargo, los resultados para 2007 sugieren que CP en cierta medida desincentiva la formalidad laboral. La caída en la probabilidad de ser formal provocada por el programa es de 10 puntos porcentuales. Esto representa una reducción de 25% en la probabilidad de ser formal respecto a lo que hubiera sido en ausencia del programa. Los impactos estimados son robustos a otros algoritmos de matching como *k-nearest neighbor matching*, *radius matching* y regresión lineal local<sup>24</sup>.

El sesgo estandarizado para cada una de las variables se reduce en gran medida debido al *matching*. Sin embargo, para algunas especificaciones las diferencias en características observables entre el grupo de tratamiento y grupo de control no logran disiparse completamente (como máximo tres características de las 19 incluidas). De todas maneras, si analizamos para cada caso la magnitud de esas diferencias (que nunca supera el 15%), la cantidad de variables para las cuales el balance no es perfecto y cuáles son esas variables (y en particular si las diferencias implicarían una subestimación o sobrestimación del impacto del programa) podemos concluir que estas diferencias no invalidan los resultados obtenidos.

---

<sup>23</sup>Aunque no se reportan los resultados en este documento, el impacto del programa sobre los ingresos no laborales netos de la transferencia de CP no es estadísticamente significativo; es decir que la transferencia de ingresos que otorga el programa no generaría una sustitución de ingresos en contra de fuentes no laborales.

<sup>24</sup>Estos resultados están disponibles, aunque no han sido incluidos en este documento

Tabla 5: Efectos de Ciudadanía Porteña sobre decisiones laborales

|      |                                 | Participación laboral | Ingresos laborales | Horas trabajadas | Formalidad laboral |       |
|------|---------------------------------|-----------------------|--------------------|------------------|--------------------|-------|
|      |                                 | (1)                   | (2)                | (3)              | (4)                |       |
| 2006 | Tratamiento                     | -0.006                | -34.680**          | -4.208**         | -0.012             |       |
|      |                                 | (0.026)               | (16.612)           | (1.703)          | (0.038)            |       |
|      | Media del control               | 0.671                 | 253.114            | 38.555           | 0.317              |       |
|      | Tratamiento como % del control  | -0.915                | -13.701            | -10.915          | -3.777             |       |
|      | Observaciones                   | 2218                  | 2218               | 1136             | 823                |       |
|      | Soporte común                   | 2214                  | 2214               | 1133             | 809                |       |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 1399                  | 1399               | 692              | 514                |       |
|      | Obs. en el grupo de control     | 815                   | 815                | 441              | 295                |       |
|      | Tests de balance                |                       |                    |                  |                    |       |
|      |                                 | test-t                | 19/19              | 19/19            | 19/19              | 19/19 |
|      | sesgo estandarizado             | 19/19                 | 19/19              | 16/19            | 18/19              |       |
| 2007 | Tratamiento                     | 0.032                 | -118.09***         | -3.288**         | -0.102***          |       |
|      |                                 | (0.024)               | (25.322)           | (1.417)          | (0.038)            |       |
|      | Media del control               | 0.704                 | 479.140            | 41.606           | 0.406              |       |
|      | Tratamiento como % del control  | 4.552                 | -24.65             | -7.904           | -25.169            |       |
|      | Observaciones                   | 2803                  | 2803               | 1556             | 1174               |       |
|      | Soporte común                   | 2803                  | 2803               | 1556             | 1171               |       |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 2135                  | 2135               | 1147             | 881                |       |
|      | Obs. en el grupo de control     | 668                   | 668                | 409              | 290                |       |
|      | Tests de balance                |                       |                    |                  |                    |       |
|      |                                 | test-t                | 19/19              | 19/19            | 19/19              | 19/19 |
|      | sesgo estandarizado             | 16/19                 | 16/19              | 16/19            | 16/19              |       |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de individuos elegibles mayores a 18 años de edad para los años 2006 y 2007. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. La columna (3) es sobre la submuestra de individuos ocupados. La columna (4) es sobre la submuestra de ocupados asalariados. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-t y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de niños menores a 18, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

### 5.2.1. Efectos heterogéneos

Resulta interesante evaluar el potencial impacto diferencial del programa sobre hombres y mujeres, y sobre jefes de hogar<sup>25</sup> y otros miembros del hogar.

La Tabla 6 presenta los efectos sobre ingresos laborales y horas trabajadas para hombres y mujeres para el año 2006 y la Tabla 7, para el año 2007. En el primer año de implementación, el programa genera una reducción de \$80 en los ingresos laborales para los hombres, pero no afecta los ingresos de las mujeres. En 2007, el impacto del programa sobre los ingresos es negativo para ambos grupos: una reducción de \$192 para los hombres y de \$52 para las mujeres. Las estimaciones para las horas trabajadas evidencian que son solo los hombres quienes dedican menos horas a trabajar como resultado de la implementación del programa.

En la Tabla 8 se reportan los impactos para los individuos que son jefes del hogar y los que no para el año 2006 y en la Tabla 9, los del año 2007. Mientras que CP da lugar a una caída en los ingresos laborales mensuales y en las horas trabajadas para los jefes de hogar, no afecta las decisiones de los individuos que no son jefes de hogar. Los jefes trabajan casi 5 horas semanales menos que lo que hubieran trabajado si el programa no se hubiera implementado en 2006 y casi 4 horas en 2007. En 2007, el efecto sobre los ingresos representa una caída casi del 30 % para los jefes de hogar.

---

<sup>25</sup>La Dirección General de Estadística y Censos define al jefe de hogar como el componente del hogar que es reconocido como tal por los demás miembros del hogar.



Tabla 6: Efectos heterogéneos entre hombres y mujeres para 2006

|         |                                 | Ingresos laborales | Horas trabajadas |
|---------|---------------------------------|--------------------|------------------|
|         |                                 | (1)                | (2)              |
| Hombres | Tratamiento                     | -71.438**          | -4.918**         |
|         |                                 | (29.144)           | (1.971)          |
|         | Media del control               | 423.660            | 44.63            |
|         | Tratamiento como % del control  | -16.862            | -11.018          |
|         | P-valor                         | 0.014              |                  |
|         | Observaciones                   | 997                | 666              |
|         | Soporte común                   | 988                | 648              |
|         | Obs. en el grupo de tratamiento | 382                | 419              |
|         | Obs. en el grupo de control     | 646                | 229              |
|         | Tests de balance                |                    |                  |
|         | t-test                          | 17/18              | 18/18            |
|         | sesgo estandarizado             | 15/18              | 10/18            |
| Mujeres | Tratamiento                     | -10.389            | -3.643           |
|         |                                 | (15.103)           | (2.450)          |
|         | Media del control               | 131.946            | 31.259           |
|         | Tratamiento como % del control  | -7.874             | -11.655          |
|         | Observaciones                   | 1221               | 470              |
|         | Soporte común                   | 1218               | 461              |
|         | Obs. en el grupo de tratamiento | 465                | 195              |
|         | Obs. en el grupo de control     | 753                | 266              |
|         | Tests de balance                |                    |                  |
|         |                                 | t-test             | 18/18            |
|         | sesgo estandarizado             | 17/18              | 16/18            |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de adultos ocupados para los años 2006 y 2007, distinguiendo entre hombres y mujeres. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de niños menores a 18, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

Tabla 7: Efectos heterogéneos entre hombres y mujeres para 2007

|                  |                                 | Ingresos laborales      | Horas trabajadas    |
|------------------|---------------------------------|-------------------------|---------------------|
|                  |                                 | (1)                     | (2)                 |
|                  | Tratamiento                     | -177.346***<br>(45.977) | -4.169**<br>(1.791) |
| <hr/>            |                                 |                         |                     |
|                  | Media del control               | 745.275                 | 48.139              |
|                  | Tratamiento como % del control  | -23.796                 | -8.662              |
|                  | Observaciones                   | 1261                    | 888                 |
| Hombres          | Soporte común                   | 1260                    | 888                 |
|                  | Obs. en el grupo de tratamiento | 295                     | 226                 |
|                  | Obs. en el grupo de control     | 965                     | 662                 |
| Tests de balance |                                 |                         |                     |
|                  | t-test                          | 18/18                   | 18/18               |
|                  | sesgo estandarizado             | 15/18                   | 16/18               |
| <hr/>            |                                 |                         |                     |
|                  | Tratamiento                     | -64.44***<br>(22.913)   | -2.634<br>(2.18)    |
|                  | Media del control               | 260.238                 | 33.973              |
|                  | Tratamiento como % del control  | -24.762                 | -7.754              |
|                  | Observaciones                   | 1542                    | 668                 |
| Mujeres          | Soporte común                   | 1541                    | 668                 |
|                  | Obs. en el grupo de tratamiento | 371                     | 183                 |
|                  | Obs. en el grupo de control     | 1170                    | 485                 |
| Tests de balance |                                 |                         |                     |
|                  | t-test                          | 18/18                   | 18/18               |
|                  | sesgo estandarizado             | 14/18                   | 16/18               |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de adultos ocupados para 2007, distinguiendo entre hombres y mujeres. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de niños menores a 18, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

Tabla 8: Efectos heterogéneos entre jefes y no jefes del hogar para 2006

|                     |                                 | Ingresos laborales | Horas trabajadas |       |
|---------------------|---------------------------------|--------------------|------------------|-------|
|                     |                                 | (1)                | (2)              |       |
| Jefes               | Tratamiento                     | -80.814***         | -4.698**         |       |
|                     |                                 | (28.336)           | (2.188)          |       |
|                     | Media del control               | 370.025            | 38.552           |       |
|                     | Tratamiento como % del control  | -21.840            | -12.186          |       |
|                     | Observaciones                   | 960                | 617.000          |       |
|                     | Soporte común                   | 959                | 615              |       |
|                     | Obs. en el grupo de tratamiento | 346                | 382              |       |
|                     | Obs. en el grupo de control     | 613                | 233              |       |
|                     | Tests de balance                |                    |                  |       |
|                     |                                 | t-test             | 19/19            | 19/19 |
| sesgo estandarizado |                                 | 18/19              | 17/19            |       |
| No jefes            | Tratamiento                     | 1.387              | -3.421           |       |
|                     |                                 | 23.588             | (2.405)          |       |
|                     | Media del control               | 167.421            | 38.903           |       |
|                     | Tratamiento como % del control  | 0.828              | -8.794           |       |
|                     | Observaciones                   | 1258               | 519              |       |
|                     | Soporte común                   | 1243               | 502              |       |
|                     | Obs. en el grupo de tratamiento | 457                | 309              |       |
|                     | Obs. en el grupo de control     | 786                | 193              |       |
|                     | Tests de balance                |                    |                  |       |
|                     |                                 | t-test             | 19/19            | 19/19 |
| sesgo estandarizado |                                 | 15/19              | 12/19            |       |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de adultos ocupados para 2006, distinguiendo entre jefes de hogar e individuos que no son jefes. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de niños menores a 18, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

Tabla 9: Efectos heterogéneos entre jefes y no jefes del hogar para 2007

|          |                                 | Ingresos laborales | Horas trabajadas |       |
|----------|---------------------------------|--------------------|------------------|-------|
|          |                                 | (1)                | (2)              |       |
| Jefes    | Tratamiento                     | -218.04***         | -3.756*          |       |
|          |                                 | (46.448)           | (2.249)          |       |
|          | Media del control               | 646.751            | 42.404           |       |
|          | Tratamiento como % del control  | -33.713            | -8.858           |       |
|          | Observaciones                   | 1265               | 828              |       |
|          | Soporte común                   | 1265               | 827              |       |
|          | Obs. en el grupo de tratamiento | 284                | 634              |       |
|          | Obs. en el grupo de control     | 981                | 193              |       |
|          | Tests de balance                |                    |                  |       |
|          |                                 | t-test             | 19/19            | 19/19 |
|          | sesgo estandarizado             | 15/19              | 12/19            |       |
| No jefes | Tratamiento                     | -24.788            | -1.847           |       |
|          |                                 | 29.093             | (1.958)          |       |
|          | Media del control               | 334.856            | 39.664           |       |
|          | Tratamiento como % del control  | -7.403             | -4.658           |       |
|          | Observaciones                   | 1583               | 728              |       |
|          | Soporte común                   | 1534               | 725              |       |
|          | Obs. en el grupo de tratamiento | 380                | 512              |       |
|          | Obs. en el grupo de control     | 1154               | 213              |       |
|          | Tests de balance                |                    |                  |       |
|          |                                 | t-test             | 19/19            | 19/19 |
|          | sesgo estandarizado             | 17/19              | 16/19            |       |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de adultos ocupados para 2007, distinguiendo entre jefes del hogar e individuos que no son jefes. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad (simple y al cuadrado), sexo, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), dummy de niños menores a 18, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

### 5.3. Efectos sobre los controles de salud de las mujeres

En la Tabla 10, se reportan los impactos estimados sobre los controles de salud para la submuestra de mujeres mayores a 14 años de edad. La probabilidad de que una mujer en 2006 se haya hecho un papanicolau en los últimos tres años aumenta en 6.4 puntos porcentuales respecto a la situación sin programa; esto representa un incremento del 11.7%. Por otro lado,

la probabilidad de que una mujer se haga una mamografía aumenta en 8 puntos porcentuales. CP lleva entonces a un 31.3 % más de controles. En 2007, estos efectos se diluyen.

Tabla 10: Efectos de Ciudadanía Porteña sobre la salud de las mujeres

|      |                                 | Papanicolau | Mamografía |       |
|------|---------------------------------|-------------|------------|-------|
|      |                                 | (1)         | (2)        |       |
| 2006 | Tratamiento                     | 0.064**     | 0.081***   |       |
|      |                                 | (0.032)     | (0.03)     |       |
|      | Media del control               | 0.550       | 0.259      |       |
|      | Tratamiento como % del control  | 11.659      | 31.339     |       |
|      | Observaciones                   | 1421        | 1466       |       |
|      | Soporte común                   | 1421        | 1456       |       |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 851         | 884        |       |
|      | Obs. en el grupo de control     | 570         | 581        |       |
|      | Tests de balance                |             |            |       |
|      |                                 | test-t      | 18/18      | 18/18 |
|      | sesgo estandarizado             | 18/18       | 18/18      |       |
| 2007 | Tratamiento                     | -0.008      | -0.005     |       |
|      |                                 | (0.032)     | (0.03)     |       |
|      | Media del control               | 0.598       | 0.318      |       |
|      | Tratamiento como % del control  | -1.309      | -1.688     |       |
|      | Observaciones                   | 1726        | 1778       |       |
|      | Soporte común                   | 1725        | 1778       |       |
|      | Obs. en el grupo de tratamiento | 1278        | 1321       |       |
|      | Obs. en el grupo de control     | 447         | 457        |       |
|      | Tests de balance                |             |            |       |
|      |                                 | test-t      | 18/18      | 18/18 |
|      | sesgo estandarizado             | 16/18       | 16/18      |       |

Notas: Estimaciones del efecto del programa sobre los tratados para la submuestra de mujeres elegibles mayores de 14 años de edad para los años 2006 y 2007. Se utiliza el algoritmo de Propensity Score Matching por Kernel (Epanechnikov) restringiendo las observaciones al soporte común. Se presentan los resultados de dos tests de balance en características observables: test-ts y standardized bias. Se reporta en cada caso el ratio entre la cantidad de características para las cuales no hay diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control, y el total de características consideradas. Se utilizan para estimar el propensity score las siguientes variables: edad, extranjero, variables binarias de nivel de educación, dummy de participación en Plan Jefes y Jefas, variables de zona geográfica, cantidad de miembros del hogar (simple y al cuadrado), cantidad de hijos nacidos vivos, variable binaria que vale 1 si la mujer está afiliado a algún sistema de salud, dummy de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \* = 10%; \*\* = 5%; \*\*\* = 1%.

## 6. Conclusiones

En este trabajo, se analizan los impactos del programa Ciudadanía Porteña en las condiciones en materia de asistencia escolar y salud de los menores de 18 años y sobre resultados laborales. A pesar de que los niveles de asistencia escolar en la Ciudad de Buenos Aires son relativamente altos (entre 84 % y 86 % de la población analizada), se encuentran efectos en 2006 del orden del 9 %, aunque se disipan en 2007. CP también tiene un efecto positivo importante en la probabilidad de consultar a un médico, entre un 7 % y 10 %.

Para hombres e individuos jefes de hogar, CP tiene un impacto en el margen intensivo de la oferta laboral reduciendo la cantidad de horas y su ingreso laboral. Esta reducción en ingresos laborales no se contrarresta con cambios en los ingresos no laborales diferentes de CP. Una consecuencia de este comportamiento es que el impacto del programa sobre la pobreza sería menor que bajo un escenario en el cual los beneficiarios no ajustaran sus decisiones laborales como consecuencia de la transferencia recibida. Un futuro análisis podría consistir en indagar sobre la elasticidad de sustitución de los ingresos del hogar (netos de la transferencia de CP) respecto del ingreso de CP.

A pesar de que el programa no restringe la elegibilidad a individuos en condición de informalidad como la Asignación Universal por Hijo, los resultados muestran que CP podría desalentar el trabajo formal. Sería también interesante indagar sobre qué factores determinan que los beneficiarios del programa tengan mayores incentivos a trabajar en el sector informal; por ejemplo, una posibilidad es que los individuos decidan pasar a la informalidad como una forma de reducir los ingresos a niveles que garanticen su elegibilidad al programa.

## Referencias

- Alzua, M., Cruces, G., y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidencia from Latin America. *Journal of Population Economics*, 26(4):1255–1284.
- Baez, J. E. y Camacho, A. (2011). Assessing the long-term effects of conditional cash transfers on human capital: evidence from Colombia. *World Bank Policy Research Working Paper Series, Vol.*
- Bosch, M. y Manacorda, M. (2012). Social policies and labor market outcomes in Latin American and the Caribbean: a review of the existing evidence. *CEP Occasional Papers, CEPOP32. The London School of Economics and Political Science, Center of Economic Performance.*
- Caliendo, M. y Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1):31–72.
- Dirección General de Estadísticas y Censos (2009). *Canastas de consumo. Informe de Resultados.*
- Fiszbein, A., Schady, N. R., y Ferreira, F. H. (2009). *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty.* World Bank Publications.
- Galasso, E. y Ravallion, M. (2004). Social protection in crisis: Argentina’s Plan Jefes and Jefas. *The World Bank Economic Review*, 18(3):367–399.
- Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: The case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics*, 115:99–110.
- Rodríguez Oreggia, E. y Freije, S. (2012). Long term impact of a cash transfers program on labor outcomes of the rural youth. *CID Working Paper N 230. Center for International Development.*

Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1985). Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1):33–38.