

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

**AGUSTINA HATRICK**

**RESUMEN**

Se estudian los efectos de corto plazo sobre niños y adultos de un programa de transferencias condicionadas implementado en Buenos Aires en 2006 (Ciudadanía Porteña, CP), a través del método de *propensity score matching*. Encontramos que CP aumenta la asistencia escolar, los controles médicos de los niños, y los controles ginecológicos preventivos de las mujeres beneficiarias. En línea con la literatura, aunque no se encuentra que CP afecte la participación laboral, sí hay evidencia de impactos en el margen intensivo. 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.

*Clasificación JEL:* I28, I38, J22.

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

**ABSTRACT**

We study the short-term effects on children and adults of a conditional cash transfer program implemented in Buenos Aires in 2006 (*Ciudadanía Porteña, CP*) using the propensity score matching method. We found that CP increased school attendance, medical check-ups for children, and preventive gynecological check-ups for beneficiary women. In line with the literature, we do not find that CP affects labor participation, but there is evidence of impacts on the intensive margin. While the benefit is not conditional on labor informality, the probability of working in the formal sector is also negatively affected.

*JEL Classification:* I28, I38, J22.

*Keywords:* Conditional Cash Transfers; Propensity Score Matching; Education; Health; Informality

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

AGUSTINA HATRICK<sup>†</sup>

### I. 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 Familia) 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.

---

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

<sup>†</sup> CAF-Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, ahatrack@caf.com, C.P. 1106

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 co-responsabilidades 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 (Fizbein y Schady, 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, Báez 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

---

<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.

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 Alzúa et al (2013) para el caso del programa Red de Protección Social en Nicaragua. Sin embargo, la evidencia sobre los impactos en las decisiones laborales para América Latina y países en desarrollo en general no es concluyente (Bosch y Manacorda, 2012; Alzúa et al 2013; Banerjee et al, 2015).

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 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 la probabilidad de consultar a un médico en el último año en un 7% en 2006 y un 10% en 2007, aun cuando los niveles iniciales superan el 80%. En cuanto al trabajo infantil, los efectos 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 entre los hombres. 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). Estos resultados

aportan a la literatura evidencia adicional del impacto de las TCI sobre las decisiones laborales de los beneficiarios.

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.

## **II. Descripción del programa**

El Programa CP 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,

---

<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.

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>.

En la práctica, el mecanismo de selección de la población beneficiaria incluye tres procedimientos: un test de riqueza, un test de medias indirecto y un procedimiento de corrección de errores sistemáticos de exclusión e inclusión (Chitarroni et al, 2009). El test de riqueza utiliza información existente proveniente de diversas bases de datos que proveen información sobre: inmuebles, automotores, programas sociales, empleo dependiente e independiente, jubilaciones y pensiones, seguro de desempleo, fallecidos, entre otros. El test de medias indirecto consiste en la elaboración de un índice de vulnerabilidad mediante la estimación de los ingresos potenciales del hogar a partir de la información provista por el relevamiento que lleva a cabo el Registro Único de Hogares Beneficiarios de Programas Sociales (RUB)<sup>6</sup>. Este relevamiento se realiza mediante la aplicación de una ficha de caracterización socioeconómica a las personas y los hogares que aspiran a ser beneficiarios de un programa social del Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires. Por último, se aplican factores de corrección para evitar errores de inclusión y exclusión.

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

---

<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 CBT 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 mayores al 25% 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 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> La especificación de este modelo es confidencial.

en primera medida la mujer, sea esta la jefa de hogar o 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 (CBA) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) para hogares con ingresos que superen hasta un 25% la línea de indigencia y 50% para el resto de los hogares elegibles<sup>7</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 (Decreto 249/2014 - Reglamentación de la Ley Nro 1.878 - Ciudadanía Porteña con Todo Derecho). Para los hogares elegibles de la primera categoría, en 2006 el ingreso promedio por Ciudadanía Porteña fue de \$315, y en 2007 de \$276. Para los hogares elegibles de las categorías 2 y 3, en 2006 el beneficio promedio fue de \$270, y en 2007 de \$240.

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>8</sup>.

En términos de cobertura, desde su implementación hasta 2013 el 3,3%<sup>9</sup> de los hogares de la Ciudad de Buenos Aires recibe CP. El Gráfico 1 muestra que en su lanzamiento el programa benefició a casi 50.000 hogares. CP cubre al 22% de los hogares por debajo de la línea de pobreza. Si consideramos los ingresos netos del programa, ese número asciende a 26% de los hogares. De los hogares

---

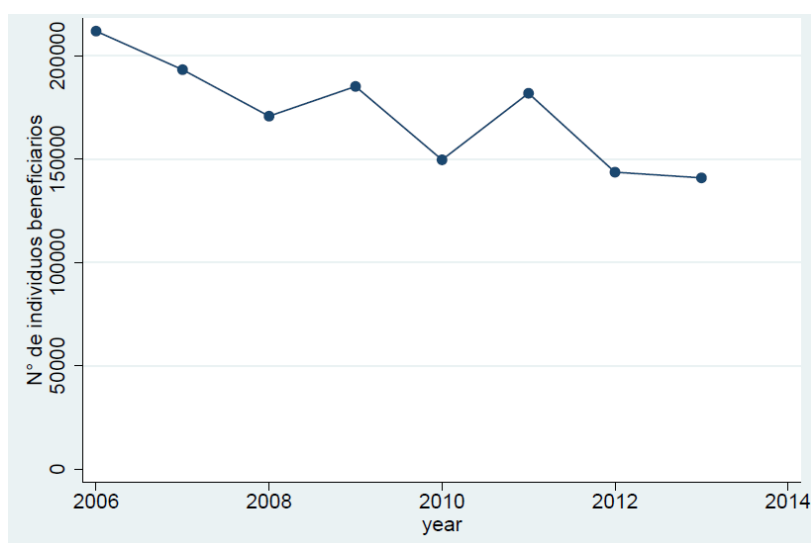
<sup>7</sup> A partir de la Encuesta Anual de Hogares (EAH), chequeamos si se cumplen esos porcentajes para nuestra muestra. En 2006, el ratio de ingreso del hogar por CP sobre la línea de indigencia es en promedio 63% para los elegibles de la primera categoría y 57% para los hogares elegibles de las otras dos categorías.

<sup>8</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>9</sup> Promedio desde 2006 a 2013 calculado en base a EAH.

elegibles al programa, el 27,5% recibe CP<sup>10,11</sup>. Mientras que la AUH cubre al 29% de los niños de Argentina (Garganta y Gasparini, 2015), CP beneficia en promedio al 12%<sup>12</sup> de los niños de la Ciudad de Buenos Aires.

**Gráfico 1.**  
**Cobertura de Ciudadanía Porteña**



Fuente: elaboración propia en base a EAH.

### III. 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

<sup>10</sup> Si dividimos por las categorías de elegibilidad, 34% de los hogares con ingresos hasta un 25% por encima de la línea de indigencia recibe CP, mientras que entre los hogares con ingresos inferiores a la línea de pobreza los beneficiarios representan un 20%.

<sup>11</sup> En promedio, el 68,5% de los hogares beneficiarios de CP satisfacen las condiciones de elegibilidad especificadas en la ley.

<sup>12</sup> Promedio desde 2006 a 2013 calculado en base a EAH.



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 50.00 y 7.000 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>13</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>14</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>15,16</sup>. Por ende, no tenemos información sobre las características

---

<sup>13</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>14</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>15</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>16</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.

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 y un menor porcentaje de individuos afiliados a un sistema de salud. En términos de características del hogar, los hogares beneficiarios son más numerosos. Las diferencias para 2006 son estadísticamente significativas para todas las variables individuales y del hogar excepto para hombre, casado y primaria completa. En 2007, todas las diferencias son significativas.

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 netos de la transferencia de Ciudadanía Porteña inferiores a su línea de pobreza<sup>17,18</sup>. Como no disponemos del ingreso de los hogares al momento que ingresan al programa sino al momento de la encuesta, tenemos que tener en cuenta que su ingreso pudo haber aumentado en ese período y queremos evitar excluirlos del análisis<sup>19</sup> ya que podríamos estar subestimando el efecto del

---

<sup>17</sup> Calculamos la línea de pobreza de cada hogar como el producto de la CBT del INDEC por adulto equivalente (ajustada por la administración de la Ciudad de Buenos Aires 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 Estadísticas y Censos (2009).

<sup>18</sup> La condición de elegibilidad al programa definida en la Ley 1.878 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>19</sup> De los que reciben Ciudadanía Porteña en 2006, el 21% no es elegible al momento de la encuesta.

programa. Consideraremos elegibles aquellos hogares cuyos ingresos netos de Ciudadanía Porteña resulten hasta un 25% por encima de su línea de pobreza<sup>20</sup>. La Tabla 2 presenta descriptivos para la submuestra de individuos elegibles distinguiendo entre beneficiarios y no beneficiarios<sup>21</sup>. Aun restringiéndonos al grupo de elegibles, los individuos beneficiarios son, en promedio, distintos a los individuos no beneficiarios. Para 2006, las diferencias son estadísticamente significativas para todas las variables excepto para el porcentaje de individuos con secundaria incompleta, para las variables de estado civil, jefe de hogar extranjero y la zona B. Para 2007, no hay diferencias en el porcentaje de individuos extranjeros, con educación primaria, y para el porcentaje de hogares localizados en las zonas B y E.

Dada la definición de la política, en particular los objetivos que persigue y las condicionalidades 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 en caso contrario) y otra variable que vale 1 si el niño consultó un médico clínico o especialista en el último año (0 en 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 laboral para los asalariados<sup>22</sup>.

---

<sup>20</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>21</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.

<sup>22</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.

**Tabla 1.**  
**Descriptivos: total de la población**

	2006			2007		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<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>						
N° 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: Columnas: (1) Beneficiarios (2) No beneficiarios (3) Total. 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		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<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>						
N° 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	0,90	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: Columnas: (1) Beneficiarios (2) No beneficiarios (3) Total 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.

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>23</sup>.

#### IV. 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<sup>24</sup>, diferencias en diferencias. Dada la estructura de los datos detallada en la sección 3, la única alternativa viable es el *propensity score matching*.

---

<sup>23</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.

<sup>24</sup> Este método podría ser una alternativa si se tuviera información sobre el índice de vulnerabilidad que determina, en parte, la elegibilidad al programa.

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*. Para que este método sea válido, la participación no debe estar determinada por variables no observadas, sino solo por variables observables del individuo. En este caso, podemos argumentar que durante los primeros años de implementación del programa la difusión fue muy pobre y solo tuvieron conocimiento del mismo los hogares que vivían cerca de los centros de atención del Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires. En efecto, solo hubo dos periodos relativamente cortos de inscripciones espontáneas al CP, luego de los cuales el programa condujo algunos operativos puntuales y focalizados de inscripción. De esta manera, hogares en una misma situación y que cumplían con las condiciones de elegibilidad podían recibir o no la prestación, dependiendo de que se hayan enterado y hayan podido concurrir a la sede de inscripción (Ministerio Publico Tutelar de la Ciudad de Buenos Aires, 2011).

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 (*standardized 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:

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

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

$\bar{X}_T$  y  $\bar{X}_C$  son las medias muestrales para el grupo de tratamiento y grupo de control; mientras que  $\bar{X}_{TM}$  y  $\bar{X}_{CM}$  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.

## V. Resultados

### V.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.

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 desempeños analizados<sup>25</sup> (asistencia educativa en 2006). 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 (pp) antes del *matching* y de 0,1 pp 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

---

<sup>25</sup> Las tablas con la información sobre el balance en características observables entre grupo de tratamiento y grupo de control están disponibles para cada desempeño y cada año, aunque no fueron incluidas en este documento.

sesgo luego del *matching* para cada una de las variables utilizadas para estimar el *propensity score*.

En la Tabla 4 se presentan los resultados. El programa aumenta la asistencia educativa en 7,5 pp para 2006<sup>26</sup>. Esto representa un incremento de casi 9% respecto del contrafactual. Para 2007, en cambio, el efecto no es estadísticamente significativo<sup>27</sup>. El programa también incrementa la probabilidad de consultar a un médico o a un especialista en 5,9 pp (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>28</sup>. También 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%.

---

<sup>26</sup> Si analizamos a los niños menores y mayores de 12 años encontramos efectos para ambos grupos. No es posible evaluar el impacto sobre la educación preescolar debido a la cantidad de observaciones disponibles.

<sup>27</sup> No está claro por qué para 2007 no hay efectos sobre la asistencia educativa. Una hipótesis es que dado que tras el primer año de implementación del programa no se implementó un mecanismo formal para verificar el cumplimiento de las condicionalidades los incentivos de los padres de enviar los niños a la escuela se hayan visto reducidos.

<sup>28</sup> Las tablas que resumen estos testeos de robustez sobre algoritmos de *matching* se encuentran disponibles, aunque no están 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 p-valor
		Grupo de tratamiento	Grupo de control			
Edad	A	10,515	10,665	-3,4		0,507
	D	10,494	10,538	-1,0	70,6	0,850
Edad al cuadrado	A	129,16	134,36	-5,5		0,282
	D	129,04	130,03	-1,0	81,0	0,843
Hombre	A	0,465	0,515	-9,9		0,051
	D	0,475	0,488	-2,7	73,1	0,618
Extranjero	A	0,078	0,123	-15		0,003
	D	0,080	0,077	-1,0	93,4	0,836
N° de miembros del hogar	A	5,975	5,471	22,9		0,000
	D	5,926	5,952	-1,2	94,8	0,833
N° de miembros del hogar al cuadrado	A	40,864	34,477	19,5		0,000
	D	40,240	40,920	-2,1	89,4	0,712
Madre no vive en el hogar	A	0,063	0,091	-10,6		0,039
	D	0,064	0,068	-1,4	86,4	0,775
Edad de la madre	A	34,843	34,555	2,3		0,651
	D	34,834	34,757	0,6	73,1	0,904
Madre con primaria completa	A	0,267	0,198	16,3		0,001
	D	0,262	0,266	-1,0	94,1	0,864
Madre con secundaria incompleta	A	0,289	0,285	0,9		0,861
	D	0,286	0,290	-0,8	12,8	0,885
Madre con secundaria completa	A	0,126	0,175	-13,7		0,008
	D	0,130	0,124	1,8	86,7	0,716
Madre con más que secundaria completa	A	0,053	0,111	-21,3		0,000
	D	0,054	0,055	-0,2	99,1	0,967
Jefe del hogar activo	A	0,786	0,861	-19,6		0,000
	D	0,804	0,815	-2,9	85,0	0,596
Dueño de la vivienda	A	0,169	0,280	-26,7		0,000
	D	0,175	0,166	2,0	92,4	0,675
Inodoro	A	0,732	0,810	-18,8		0,000
	D	0,741	0,740	0,4	98,1	0,950
Baño exclusivo	A	0,736	0,800	-15,1		0,003
	D	0,741	0,761	-4,8	68,4	0,385
Participación en Plan Jefes y Jefas	A	0,363	0,157	48,1		0,000
	D	0,343	0,344	-0,2	99,6	0,976
Zona B	A	0,192	0,122	19,4		0,000
	D	0,187	0,177	2,9	85,2	0,615
Zona C	A	0,575	0,408	33,9		0,000
	D	0,572	0,583	-2,2	93,4	0,675
Zona D	A	0,079	0,174	-28,8		0,000
	D	0,082	0,086	-1,3	95,4	0,767
Zona E	A	0,142	0,228	-22,3		0,000
	D	0,146	0,135	2,9	87,2	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 "D", a la situación posterior. 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 (1)	Consultas médicas (2)	Trabajo infantil (3)	
2006	Tratamiento	0,075*** (0,020)	0,059*** (0,019)	-0,023 (0,017)
	Media del control	0,838	0,833	0,043
	Tratamiento como % del control	8,946	7,094	-53,716
	Observaciones	1.559	1.798	653
	Soporte común	1.538	1.776	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 (0,020)	0,075*** (0,022)	-0,025 (0,022)
	Media del control	0,859	0,781	0,081
	Tratamiento como % del control	3,752	9,665	-30,934
	Observaciones	1.534	1.764	616
	Soporte común	1.534	1.764	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-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, *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: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01.

## V.2. Efectos de Ciudadanía Porteña sobre decisiones laborales

La Tabla 5 presenta los resultados para participación laboral, ingresos laborales mensuales, horas trabajadas semanalmente y formalidad laboral. El programa no altera la decisión de participar en el mercado laboral<sup>29</sup>, 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 4,4% del salario mínimo) y en \$118 en 2007 (24,7% de la media del control y 12,3% del salario mínimo)<sup>30</sup>. El programa afecta los incentivos de los individuos ocupados quienes reducen la cantidad de horas que trabajan por semana en cuatro horas en 2006 (10% de la media del control) y en tres horas en 2007 (8% de la media del control); es decir, menos de una hora por día en ambos casos. Se puede ver que el programa no tiene efectos sobre los ingresos por hora, por lo que la caída de los ingresos responde a la reducción de la cantidad de horas trabajadas. 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 pp. 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>31</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

---

<sup>29</sup> Si analizamos la el subgrupo de los jóvenes (menores a 30 años por ejemplo) tampoco se observan efectos sobre la participación laboral.

<sup>30</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>31</sup> Estos resultados están disponibles, aunque no han sido incluidos en este documento.

programa) podemos concluir que estas diferencias no invalidan los resultados obtenidos.

**Tabla 5.**  
**Efectos de Ciudadanía Porteña sobre decisiones laborales**

		Participación laboral (1)	Ingresos laborales (2)	Horas trabajadas (3)	Formalidad laboral (4)
2006	Tratamiento	-0,006 (0,026)	-34,68 (16,612)	-4,208** (1,703)	-0,012 (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	2.218	2.218	1.136	823
	Soporte común	2.214	2.214	1.133	809
	Obs. en el grupo de tratamiento	1.399	1.399	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 (0,024)	118,09*** (25,322)	-3,288** (1,417)	-0,102*** (0,038)
	Media del control	0,704	479,140	41,606	0,406
	Tratamiento como % del control	4,552	-24,650	-7,904	-25,169
	Observaciones	2.803	2.803	1.556	1.174
	Soporte común	2.803	2.803	1.556	1.171
	Obs. en el grupo de tratamiento	2.135	2.135	1.147	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: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01.

### V.2.1. Efectos heterogéneos

Resulta interesante evaluar el potencial impacto diferencial del programa sobre hombres y mujeres. La Tabla 6 presenta los efectos sobre ingresos laborales, horas trabajadas y formalidad laboral para hombres y mujeres para el año 2006 y la Tabla 7, para el año 2007.

**Tabla 6.**  
**Efectos heterogéneos entre hombres y mujeres para 2006**

		Ingresos laborales (1)	Horas trabajadas (2)	Formalidad laboral (3)
2006	Tratamiento	-71,438*** (29,144)	-4,917*** (1,971)	-0,049 (0,053)
	Media del control	423,660	44,630	0,396
	Tratamiento como % del control	-16,862	-11,001	-12,600
	P-valor	0,014	0,013	0,350
	Observaciones	997	666	473
	Soporte común	988	648	466
	Obs. en el grupo de tratamiento	382	419	156
	Obs. en el grupo de control	646	229	310
	Tests de balance			
	test-t	17/18	18/18	18/18
sesgo estandarizado	15/18	10/18	18/18	
2007	Tratamiento	-10,389 (15,103)	-3,643 (2,450)	0,015 (0,058)
	Media del control	131,946	31,259	0,237
	Tratamiento como % del control	-7,874	-11,654	6,337
	P-valor	0,492	0,137	0,797
	Observaciones	1.221	470	350
	Soporte común	1.218	461	343
	Obs. en el grupo de tratamiento	465	266	139
	Obs. en el grupo de control	753	195	204
	Tests de balance			
	test-t	18/18	18/18	18/18
sesgo estandarizado	17/18	16/18	18/18	

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-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 menores a 18, *dummy* de dueño, de baño exclusivo en el hogar y presencia de inodoro. Errores estándar entre paréntesis. Niveles de significancia: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01.

**Tabla 7.**  
**Efectos heterogéneos entre hombres y mujeres para 2007**

		Ingresos laborales (1)	Horas trabajadas (2)	Formalidad laboral (3)	
2006	Tratamiento	-177,346*** (45,977)	-4,169*** (1,791)	-0,080 (0,055)	
	Media del control	745,275	48,139	0,439	
	Tratamiento como % del control	-23,796	-8,660	-18,207	
	P-valor	0,000	0,020	0,147	
	Observaciones	1.261	888	664	
	Soporte común	1.260	888	663	
	Obs. en el grupo de tratamiento	295	226	156	
	Obs. en el grupo de control	965	662	507	
	Tests de balance				
		test-t	18/18	18/18	18/18
	sesgo estandarizado	15/18	16/18	17/18	
2007	Tratamiento	-64,44*** (22,913)	-2,634 (2,18)	-0,095* (0,055)	
	Media del control	260,238	33,973	0,331	
	Tratamiento como % del control	-24,762	-7,753	-28,735	
	P-valor	0,005	0,227	0,081	
	Observaciones	1.542	668	510	
	Soporte común	1.541	668	510	
	Obs. en el grupo de tratamiento	371	183	136	
	Obs. en el grupo de control	1.170	485	374	
	Tests de balance				
		test-t	18/18	18/18	18/18
	sesgo estandarizado	14/18	16/18	18/18	

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-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: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01.



En el primer año de implementación, el programa genera una reducción de \$71 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 \$177 para los hombres y de \$64 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 términos de la formalidad laboral, se observa que hay un impacto negativo para 2007 en las mujeres. Esto podría explicar la reducción de su ingreso laboral, mientras que para los hombres esta reducción responde a la disminución de la cantidad de horas trabajadas.

### **V.3. Efectos sobre los controles de salud de las mujeres**

En la Tabla 8 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 pp 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 8.**  
**Efectos de Ciudadanía Porteña sobre la salud de las mujeres**

		Papanicolau (1)	Mamografía (2)
2006	Tratamiento	0,064** (0,032)	0,081*** (0,030)
	Media del control	0,550	0,259
	Tratamiento como % del control	11,659	31,339
	Observaciones	1.421	1.466
	Soporte común	1.421	1.456
	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 (0,032)	-0,005 (0,030)
	Media del control	0,598	0,318
	Tratamiento como % del control	-1,309	-1,688
	Observaciones	1.726	1.778
	Soporte común	1.725	1.778
	Obs. en el grupo de tratamiento	1.278	1.321
	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-t y *standardized bias*. Se reporta 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: \*p<0.1, \*\*p< 0.05, \*\*\*p<0.01.

## VI. Conclusiones

En este trabajo, se analizan los impactos del programa Ciudadanía Porteña en las condicionalidades 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 los hombres, 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 AUH, los resultados muestran que CP podría desalentar el trabajo formal, sobre todo para las mujeres. 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

- Alzúa, 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. 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 N 5681.
- Banerjee, A., Hanna, R., Kreindler, G., y Olken, B. (2015). Debunking the stereotype of the lazy welfare recipient: Evidence from cash transfer programs worldwide. *The World Bank Research Observer*, 32(2):155–184.
- 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, London, UK.
- Caliendo, M. y Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1):31–72.
- Chitarroni, H., Novacovsky, I., y Wermus, N. (2009). Los métodos de identificación y selección de los beneficiarios del programa ciudadanía porteña. UIMyE, Ministerio de Desarrollo Social, Gobierno de la Ciudad de Buenos Aires.
- de Estadísticas y Censos, D. G. (2009). Canastas de consumo. Informe de resultados.
- Fiszbein, A. y Schady, N. (2009). Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty.
- 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.

Ministerio Público Tutelar de la Ciudad de Buenos Aires (2011). Programa Ciudadanía Porteña ¿con todo derecho? Fortalezas y debilidades de las transferencias monetarias condicionadas focalizadas en niños, niñas y adolescentes. Eudeba, 1 edici

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 mat- ched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1):33–38.