

## **Asistencia escolar, trabajo infantil y transferencias monetarias.**

### **Una evaluación de impacto del PANES<sup>1</sup>**

Octubre 2011

Verónica Amarante\* - Mery Ferrando\*\* - Andrea Vigorito\*\*\*

#### **Abstract**

En este trabajo se analiza el impacto del programa de asistencia de emergencia social, *PANES*, sobre la asistencia escolar y el trabajo infantil. Este programa se desarrolló en Uruguay desde abril de 2005 hasta diciembre de 2007. Específicamente, se analizan los efectos del componente de transferencia monetaria del plan (Ingreso Ciudadano), y se exploran los canales explicativos potenciales como los resultados en el mercado laboral, el ingreso y el conocimiento de las condicionalidades.

La investigación se basa en un panel de solicitantes exitosos y no exitosos al *PANES*. La primera ola usa los registros administrativos del programa y la segunda ola es una encuesta de seguimiento que fue recolectada dos meses después de la finalización del programa y que fue especialmente diseñada para llevar adelante la evaluación de impacto del programa. Para chequear la robustez de los resultados, se presenta evidencia en base a dos estrategias de identificación diferentes: el método de regresión discontinua usando información de la segunda ola del panel, y el método de diferencias en diferencias que explota la naturaleza longitudinal de la información.

Los resultados indican que el programa no tuvo impacto en la asistencia escolar o el trabajo infantil, ya sea considerando el total de niños o desagregando por sexo o edad. Tampoco se encontró impacto en el ingreso del hogar, lo que sugiere que la sustitución de ingreso no explica la ausencia de resultados en términos de escolarización. En consecuencia, resulta que o bien el monto de la transferencia no fue lo suficiente grande como para promover la asistencia escolar o que los determinantes de la asistencia son más complejos y requieren de intervenciones complementarias.

Los resultados son particularmente relevantes para comprender el rol de las transferencias monetarias en países de ingreso medio donde las tasas de asistencia en la enseñanza primaria son altas, y donde el principal desafío consiste en retener a los estudiantes en el nivel secundario de la enseñanza.

---

<sup>1</sup> Agradecemos los comentarios de John Hoddinot, Nguyen Viet Cuong, Marco Manacorda, Habiba Djebbari, Fabio Veras Soares, Maria Laura Alzua, Martín Valdivia, así como los comentarios de los participantes de la reunión general 2010 de la *Poverty and Economic Policy Network* en Dakar, Senegal, de la XV reunión anual de Lacea, en Medellín, Colombia y de la conferencia 2011 de la *Canadian Economic Association*, en Ottawa, Canadá. Los potenciales errores son nuestra responsabilidad. Agradecemos a la ex ministra de Desarrollo Social durante el *PANES*, Marina Arismendi, la ex subsecretaria, Ana Olivera, y su equipo, en particular a Marianela Bertoni, Juan Pablo Labat y Lauro Meléndez de la Unidad de Evaluación y Monitoreo, por hacer posible esta investigación. Las autoras agradecen el financiamiento otorgado por la *Poverty and Economic Policy Network* para realizar esta investigación.

\* Instituto de Economía, Udelar, Uruguay. E-mail: vero@iecon.ccee.edu.uy

\*\* Instituto de Economía, Udelar, Uruguay. E-mail: mery@iecon.ccee.edu.uy

\*\*\* Instituto de Economía, Udelar, Uruguay. E-mail: andrea@iecon.ccee.edu.uy

Los datos también permitieron explorar el rol de las condicionales. Solo una reducida proporción conocía la condicionalidad de inscripción en la enseñanza (20%). Las condicionales fueron anunciadas y están presentes en otros programas de seguridad social en Uruguay, pero en este caso no fueron monitoreadas. No se encontró evidencia de que la condicionalidad tuviera algún impacto robusto (percibido por el hogar) en la inscripción a la enseñanza.

**Palabras claves:** Programa de transferencia monetaria; Evaluación de Impacto; Asistencia escolar, Trabajo infantil, Uruguay.

**Clasificación JEL:** I38, J13, I21, J22.

## Introducción

La provisión de transferencias monetarias condicionadas como medio de romper la transmisión intergeneracional de la pobreza ha implicado un rediseño de los sistemas de protección social en América Latina durante las últimas dos décadas. Una característica de estos programas ha sido el énfasis en evaluaciones de impacto rigurosas de los resultados. La abundante literatura sobre estos impactos indica que muchos programas han incrementado la asistencia escolar y reducido el trabajo infantil exitosamente, sin efectos no deseados importantes sobre la oferta laboral adulta (CEPAL, 2006; Fiszbein y Schady, 2009). Sin embargo, el diseño y la implementación de estos programas varían ampliamente entre las distintas situaciones, mientras que la situación en la línea de base también difiere entre países. En este contexto, este trabajo intenta contribuir a la acumulación de evidencia sobre los impactos de transferencias monetarias, proveyendo evidencia sobre los efectos en un país de ingreso medio que ha tenido una cobertura universal en la educación primaria desde principios del siglo XX y cuyos desafíos principales en educación son la calidad y la asistencia a enseñanza secundaria.

Seguidamente, se presenta una evaluación de impacto del Ingreso Ciudadano, el componente de transferencia monetaria de un plan más amplio (Plan Nacional de Atención a la Emergencia Social -PANES-) llevado adelante en Uruguay desde abril de 2005 a diciembre de 2007. Si bien la intervención tuvo muchos objetivos de corto y largo plazo, el trabajo se enfoca en los impactos sobre el bienestar infantil y los potenciales canales que lo afectan. Específicamente, se analizan los efectos del programa en la asistencia escolar para niños entre 3 y 17 años y en el trabajo infantil para aquellos entre 6 y 17 años. También se explora el rol de algunos de los canales potenciales señalados por la literatura sobre transferencias monetarias: ingreso del hogar, oferta laboral adulta e ingreso laboral, y condicionalidades.

La evaluación se basa en dos bases de datos: los registros administrativos oficiales de los solicitantes al PANES (la línea de base) y dos olas de una encuesta de seguimiento que fue especialmente diseñada para llevar adelante la evaluación de impacto del programa, recolectadas respectivamente un año y medio después del inicio del programa y dos meses después de la finalización del mismo.

Para chequear la robustez de los resultados, se presenta evidencia usando dos estrategias de identificación: un enfoque de regresión discontinua (RD) usando información de la segunda ola de la encuesta de seguimiento, y un enfoque de diferencias en diferencias (también conocido como doble diferencias, o DD) que explota la naturaleza

longitudinal de la información recolectada. La primera ola de la encuesta de seguimiento permite explorar el rol de las condicionalidades.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 1 revisa la literatura relacionada con transferencias monetarias y los principales resultados de interés. La sección 2 describe el programa a evaluar. La sección 3 presenta las bases de datos y la metodología utilizada en este estudio. La sección 4 contiene información sobre Uruguay, enfocándose en los principales resultados de interés. Los principales resultados se presentan en la sección. Finalmente, la sección 6 presenta las principales conclusiones.

## **1. Transferencias monetarias, trabajo infantil y asistencia escolar**

### ***1.1 Los determinantes del trabajo infantil y la asistencia escolar***

Tradicionalmente, la literatura económica ha considerado la asistencia escolar y el trabajo infantil como una decisión conjunta en los países en desarrollo (Cardoso y Verner, 2007; Nielsen, 1998). En este contexto que considera la educación y el trabajo como usos alternativos del tiempo, la teoría del capital humano identifica dos razones principales por las que los niños dejan la escuela para empezar a trabajar. Una es que los retornos netos son menores para las inversiones en capital humano que para los otros activos, ya sea debido a los altos costos directos e indirectos de la escolarización o a la baja calidad de la educación. Otra explicación se centra en las imperfecciones del mercado de capitales que pueden impedir la inversión en capital humano.<sup>2</sup>

El trabajo infantil ha sido generalmente formalizado con el enfoque de generaciones solapadas (véase Basu, 1999; Rosati y Rossi, 2003; Deb y Rosati, 2004; Basu y Pham, 1998). La forma básica de estos modelos se basa en el modelo unitario de decisiones dentro del hogar que supone que el consumo infantil está determinado únicamente por las transferencias de los padres.<sup>3</sup> El ingreso de los padres depende a su vez de su acumulación previa de capital humano, lo que implica la transmisión intergeneracional del trabajo infantil. En este contexto, los padres controlan el tiempo de sus hijos y lo asignan ya sea al trabajo o al estudio. Mientras que el trabajo aumenta el consumo presente, la asistencia escolar provee mayores ingresos futuros. La decisión de los padres sobre la asignación del tiempo de sus hijos, dado su nivel de recursos disponibles, se basa en el costo relativo del consumo presente y futuro. Los costos educativos más altos y una mayor

---

<sup>2</sup> Para los países desarrollados, la literatura ha identificado otros factores relacionados con la deserción escolar, tales como el uso de drogas, el consumo de alcohol y los trastornos psiquiátricos de los padres, en todos los casos controlando por las características socio-económicas y personales (Cardoso y Verner, 2007).

<sup>3</sup> Los modelos de negociación que se apartan del modelo unitario de decisión dentro del hogar permiten diferentes resultados para niñas y niños, en la medida que los miembros del hogar pueden asignar recursos de acuerdo a sus preferencias individuales.

remuneración del trabajo infantil aumentan el costo relativo del consumo futuro mientras que el segundo disminuye a medida que los retornos al capital humano aumentan.

En la medida que los determinantes del trabajo infantil y la asistencia escolar son los mismos en estos modelos, el comportamiento óptimo conduce a una de las dos soluciones de esquina (el niño trabaja o estudia) o a una solución donde el niño estudia y trabaja. Sin embargo, si el trabajo infantil y la asistencia escolar tienen diferentes determinantes, las políticas que promueven la erradicación del trabajo infantil pueden en realidad no promover la asistencia escolar e incluso provocar un incremento en el número de niños ociosos. En este sentido, Deb y Rosati (2004) desarrollan un modelo que considera un tercer estado además de estas dos opciones, el cual permite a los niños estar inactivos. Argumentan que esta tercera solución óptima se puede observar si el valor del ocio de los niños es positivo o si el trabajo o la escuela conllevan costos fijos.

Los principales resultados obtenidos en la literatura empírica sobre asistencia escolar, trabajo infantil y ociosidad indican lo siguiente: Los niños mayores y los varones son más propensos a asistir a la escuela y trabajar juntamente, los hermanos mayores tienen menos posibilidades de asistir a la escuela, y los niños con menor habilidad tienen más posibilidades de abandonar la escuela para especializarse en el trabajo o de lo contrario de volverse inactivos (Cardoso y Verner, 2007). En cuanto a las características del hogar, los hallazgos típicos indican la persistencia intergeneracional del trabajo infantil y una relación positiva entre el bienestar económico del hogar y la asistencia escolar, así como una relación negativa entre la situación económica del hogar y el trabajo infantil. Por último, se encuentra que la pobreza lleva a la especialización en el trabajo, o de lo contrario a la inactividad, mientras que los choques negativos a los hogares aumentan la probabilidad de deserción escolar y la entrada al mercado de trabajo. Cardoso y Verner (2007) también señalan la presencia de una correlación negativa inexplicada entre asistencia escolar y trabajo.

En términos generales, la literatura empírica ha confirmado también que el ingreso, la riqueza y la disponibilidad de crédito no son fuertes factores explicativos (Deb y Rosati, 2004). Estudios específicos para países muestran que una proporción no despreciable de los niños permanecen inactivos. Estos hallazgos son importantes por tres razones principales: i) las características inobservadas del hogar podrían desempeñar un papel clave si explicaran la heterogeneidad inobservada en el acceso al crédito e ingresos, ii) podría ser posible reducir el trabajo infantil sin depender exclusivamente del crecimiento de los ingresos; iii) el fenómeno de los niños que no trabajan ni asisten a la escuela (niños

ociosos) debe ser abordado en mayor medida tanto en los trabajos teóricos como empíricos.<sup>4</sup>

En este contexto, se intenta analizar el impacto potencial de una transferencia en efectivo sobre las decisiones respecto a la asistencia escolar y el trabajo infantil, ya que esta intervención podría modificar los factores determinantes de estas decisiones.

## **1.2 El impacto de los programas de transferencias monetarias sobre el trabajo infantil y la asistencia escolar**

Sobre la base de los argumentos presentados en la sección anterior, el ingreso del hogar puede ser señalado como un factor que explica cómo un programa de transferencia monetaria puede afectar la asistencia escolar y el trabajo infantil. Si el monto de la transferencia se ubica por encima de un cierto umbral, el hogar modificará la asignación del tiempo del niño en favor de la escolarización (en Skoufias y Parker, 2001 se presenta un modelo formal). Por lo tanto, el incentivo para enviar a los niños a la escuela puede variar con el ingreso inicial del hogar.<sup>5</sup> Para que la transferencia en efectivo afecte el trabajo infantil y la asistencia escolar, se requiere un aumento en el ingreso neto de los hogares. Esto significa que los adultos no deben compensar los ingresos adicionales provenientes de la transferencia con una reducción de su esfuerzo laboral. Teniendo en cuenta este potencial efecto desincentivo, también se analizan los posibles canales que pueden resultar en un efecto ingreso negativo neto a través de los resultados del mercado de trabajo.

La teoría económica sugiere que el efecto ingreso asociado a las transferencias puede afectar la oferta laboral de los beneficiarios (véase, por ejemplo, Moffit (2002) y Tabor (2002)). En concreto, podría llevar a una caída en la participación laboral o en el número de horas trabajadas bajo el supuesto razonable de que el ocio es normal. Además, cuando los programas son con pruebas de ingresos (*proxy means test*), como fue el caso del PANES en Uruguay (como se describe más adelante), se crea un incentivo adicional para reducir la oferta de trabajo, en la medida que las pruebas de ingreso son equivalentes en la práctica a un impuesto implícito a los ingresos laborales. Esto genera un efecto sustitución adicional, reduciendo la oferta de trabajo. Estos efectos adversos han llevado a cambios importantes en el diseño de algunos programas de bienestar en EE.UU., con evaluaciones que sugieren la existencia de importantes efectos desincentivos (Moffit, 2002).

---

<sup>4</sup> Si el trabajo conlleva algún tipo de formación, los niños ociosos podrían verse perjudicados en términos de acumulación de capital humano. Del mismo modo, si la participación en el mercado de trabajo o la asistencia escolar implican el acceso a redes, el estado de ociosidad podría disminuir el capital social durante el ciclo de vida.

<sup>5</sup> Por ejemplo, si muchos hogares elegibles ya estaban enviando a sus hijos a la escuela, el incentivo llevará a un aumento en el tiempo que los niños asignan al estudio en vez de aumentar las tasas de matriculación.

En el caso específico de las transferencias monetarias condicionadas, las condicionalidades también pueden influir en los resultados. Como argumentan Fiszbein y Schady (2009), las condicionalidades se basan en la idea de que los padres tienen creencias equivocadas sobre el proceso de inversión en capital humano que pueden afectar las decisiones relacionadas con la educación de sus hijos, o que descuentan el futuro con una mayor ponderación de la que deberían ("altruismo incompleto"). Estos factores se traducirían en un menor nivel de inversión en capital humano en los niños, y las condicionalidades son vistas como una forma de abordar estas ineficiencias.<sup>6</sup> Skoufias y Parker (2001) por lo tanto señalan que las condicionalidades de asistencia escolar reducen el precio sombra de la escolarización, lo que puede reforzar el potencial efecto ingreso de la transferencia, siempre y cuando la escuela y el trabajo sean sustitutos. Sin embargo, en tanto esto no es necesariamente cierto, la escolarización puede ser promovida a expensas del tiempo de ocio de los niños.

Teóricamente, las condicionalidades también pueden afectar la oferta de trabajo adulta debido a que el tiempo dedicado al cumplimiento de las condicionalidades reduce el tiempo disponible para trabajar. Si estas condicionalidades incluyen actividades orientadas a mejorar el capital humano y social de los adultos en el hogar, en el mediano plazo se podría dar el efecto contrario si la participación en el programa aumentara la empleabilidad.<sup>7</sup>

Evaluaciones de impacto han mostrado que las transferencias monetarias condicionadas han sido exitosas en incrementar la asistencia escolar, en particular a nivel de la escuela primaria (véase, por ejemplo, CEPAL, 2006; Coady, 2001; Coady y Parker, 2002; Skoufias y Parker, 2001; Attanasio et al, 2002;. Schultz, 2004), aunque el cumplimiento de las condicionalidades resultó difícil y costoso de controlar. Estos efectos fueron mayores en los países con una tasa de matriculación inicial más baja. Los efectos se concentraron además en grupos específicos como las minorías étnicas, las niñas, y los niños de zonas rurales. La evidencia sobre los efectos en los logros educativos finales de los niños es más escasa, y proviene en su mayoría de de las experiencias de un solo

---

<sup>6</sup> El otro argumento conocido a favor de las condicionalidades se refiere a la economía política de los programas de redistribución, ya que los ciudadanos tienden a apoyar los programas condicionados. Sin embargo, los argumentos a favor y en contra de la imposición de condiciones son un tema de debate. Algunos autores consideran las condicionalidades como costosas, inequitativas, ineficientes y ofensivas a los principios igualitarios básicos (Standing, 2008), mientras que otros destacan sus beneficios (Brauw y Hoddinott, 2008).

<sup>7</sup> Cabe señalar que, en tanto el impacto de las transferencias monetarias en los desempeños de los niños depende de las decisiones intra hogar sobre los recursos, especificando el destinatario de la transferencia se puede modificar el impacto de la política, ya que fortalece el poder de negociación interna del destinatario. Existe evidencia de que las transferencias en efectivo dirigidas a las mujeres tienen un mayor impacto en los resultados de los niños, especialmente para las niñas (ver Barrientos y DeJong, 2006). Esto podría indicar una mayor preferencia de las madres para el consumo o la inversión de sus hijos.

programa (Oportunidades en México). Sugiere que las transferencias monetarias condicionadas impactaron modestamente en el número de años de estudio aprobados por los adultos, pero no parecen haber afectado el rendimiento escolar de los niños (CEPAL, 2006; Fiszbein y Schady, 2009).

En relación al trabajo infantil, la revisión de antecedentes realizada por Fiszbein y Schady (2009) señala que las transferencias monetarias condicionadas han tenido éxito en reducir el trabajo infantil, y que los resultados favorables son más altos entre los niños mayores. Sin embargo, otros estudios muestran que el trabajo infantil se redujo, aunque no en la medida inicialmente prevista por los diseñadores de políticas. Esto condujo a la hipótesis de que la escolarización aumentó, en parte, mediante la reducción del tiempo de ocio infantil, pero no del trabajo infantil. Ravallion y Wodon (2000) muestran que una transferencia en especie condicionada en Bangladesh aumentó la asistencia escolar pero no redujo el trabajo infantil, por lo que probablemente redujo el tiempo de ocio infantil. Skoufias y Parker (2001) encontraron que PROGRESA en México aumentó significativamente la asistencia escolar y simultáneamente redujo el trabajo infantil, pero en el caso de las niñas, el aumento de la asistencia fue mucho mayor que la reducción del trabajo. Esto podría indicar que el aumento de la escolarización se produjo a expensas del tiempo de ocio. De hecho, utilizando datos de un módulo sobre uso del tiempo, encontraron que PROGRESA no tuvo un impacto significativo en el tiempo libre de los varones, pero tuvo un impacto significativo y negativo para las niñas.

Existe evidencia relevante sobre los posibles canales que afectan la asistencia escolar y el trabajo infantil. En primer lugar, tal como se señaló anteriormente, los adultos pueden compensar la transferencia de ingresos con una reducción en la participación laboral. Fiszbein y Schady (2009) argumentan que la mayoría de las evaluaciones sobre programas de transferencias monetarias condicionadas no encontró un efecto desincentivo significativo en el trabajo de adultos. La excepción es el programa Red de Protección Social en Nicaragua, para el cual se encontró un impacto negativo significativo sobre las horas trabajadas por los hombres adultos.<sup>8</sup>

En segundo lugar, muchos estudios sugieren que las condicionalidades pueden haber explicado algunos de los resultados positivos encontrados en la asistencia escolar. La evidencia sobre varios países (México, Ecuador, Camboya y Brasil) sugiere que el impacto en la asistencia escolar habría sido menor si los programas no hubiesen incluido condiciones explícitas (Fiszbein y Schady, 2009; Skoufias y Parker, 2001). De Brauw y

---

<sup>8</sup> El efecto desincentivo sobre las horas trabajadas se determinó en relación al grupo de control, porque la oferta laboral de los beneficiarios en realidad aumentó durante el período de evaluación (Maluccio y Flores, 2005).



Hoddinott (2008) analizan la importancia de las condicionalidades en el aumento en la matrícula escolar encontrado para PROGRESA en México. Explotan el hecho de que debido a un error administrativo, algunos beneficiarios del programa no recibieron el formulario utilizado para monitorear el cumplimiento de las condicionalidades. Los autores encuentran que los niños de hogares que no recibieron el formulario eran menos propensos a asistir a la escuela, sobre todo si los niños se encontraban en la transición de la enseñanza primaria a secundaria. De forma similar, Schady y Araujo (2008) comparan el impacto de Bono de Desarrollo Humano (BDH), un programa de transferencia monetaria condicionada en Ecuador, sobre la matrícula escolar en los hogares condicionados e no condicionados. Encuentran que los efectos del programa sobre la matrícula sólo son significativos para los hogares condicionados, definidos como aquellos hogares que en la encuesta de seguimiento declararon conocer el requisito de inscripción a la enseñanza.

## **2. La intervención: PANES**

### **2.1 Características del programa**

En marzo de 2005, el partido de centro-izquierda (Frente Amplio) que tomó el poder por primera vez en Uruguay, creó el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES) y diseñó e implementó el Plan de Atención Nacional al estilo de Emergencia Social (PANES), uno de los pilares de su campaña electoral. El PANES fue un programa temporal contra la pobreza, que duró desde abril de 2005 a diciembre de 2007. El programa tenía dos objetivos principales: en primer lugar, proporcionar asistencia directa a los hogares que habían sufrido un rápido deterioro de sus niveles de vida desde la crisis de 2001-2002 y, en segundo lugar, a la luz del aumento de la pobreza durante los años 80 y 90, fortalecer el capital humano y social de los pobres, para que finalmente pudieran salir de la pobreza por sus propios medios. Aunque el programa incluía, en principio, condicionalidades de asistencia escolar y chequeos médicos de los niños, las mismas no fueron controladas, como se ha reconocido públicamente por las autoridades de MIDES luego de terminado el programa.

La población objetivo del programa fueron los hogares pertenecientes al primer quintil de hogares bajo la línea nacional de pobreza (aproximadamente el 8% de la población). El 95% de los hogares participantes tenían niños. En total, 102,353 hogares eventualmente se convirtieron en beneficiarios del programa, aproximadamente el 10% de los hogares uruguayos (y el 14% de la población). La focalización fue muy exitosa en

comparación con la mayoría de los programas de transferencias monetarias de América Latina (Banco Mundial, 2007).<sup>9</sup>

El PANES incluyó varios componentes. El más grande fue una transferencia monetaria mensual (Ingreso Ciudadano), cuyo valor por hogar se fijó en 1,360 pesos uruguayos (US\$ 56 al tipo de cambio 2005), independientemente del tamaño del hogar. Esta transferencia representa aproximadamente el 50% del ingreso autodeclarado promedio de los hogares previo al programa. Los hogares con niños o mujeres embarazadas recibieron además una tarjeta de alimentos (Tarjeta Alimentaria), que consistió en una transferencia en especie que operaba por medio de una tarjeta electrónica de débito, cuyo valor mensual osciló entre 300 y 800 pesos uruguayos, dependiendo del número de niños y mujeres embarazadas. El 70% de los hogares beneficiarios del PANES recibió la tarjeta alimentaria. Otros componentes más pequeños incluyeron un programa de empleo, capacitación laboral, intervenciones educativas para adultos y subsidios a cuidados de salud.

Como estaba originalmente previsto, el programa terminó en diciembre de 2007 y fue reemplazado por un nuevo sistema de asignaciones familiares que cubrió a todos los hogares beneficiarios del PANES y a la mayoría de los hogares (solicitantes) no beneficiarios, en tanto es también un programa con prueba de ingresos y con un umbral más alto.<sup>10</sup>

Debido a restricciones administrativas, los hogares experimentaron variaciones significativas en la duración del tiempo entre la solicitud y la recepción del primer pago. Este problema fue especialmente agudo en 2005. Teniendo en cuenta que las solicitudes se recibieron durante toda la duración del programa, la exposición al mismo fue heterogénea entre los hogares. No obstante, los datos utilizados en la presente evaluación no presentan este problema, como se detallará más adelante.

## **2.2 Inscripción y elegibilidad**

La inscripción al programa se produjo en dos etapas. Todos los hogares de bajos ingresos fueron públicamente invitados a inscribirse. El formulario de solicitud incluía el nombre, sexo, edad, nacionalidad y número de identificación de todos los miembros del hogar y el ingreso per cápita autodeclarado. El gobierno también realizó un gran esfuerzo de difusión y extensión del programa, enviando encuestadores a comunidades pobres en un intento por impulsar las aplicaciones y asegurar el alcance del programa a las familias más

---

<sup>9</sup> El costo total del programa – enteramente financiado con recursos internos– fue de US\$247,657,026, *i.e.* US\$2,428 por hogar beneficiario. En base anual, esto representa 0.41% del PIB y 1.95% del gasto social del gobierno.

<sup>10</sup> Asignaciones Familiares es parte del programa más amplio denominado *Plan de Equidad*.

necesitadas. Los solicitantes aceptados recibieron prestaciones durante la duración del programa y las familias rechazadas podían volver a aplicar.

El programa fue con prueba de ingresos y sólo los hogares con ingreso per cápita por debajo de 1,300 pesos uruguayos por mes<sup>11</sup> fueron elegibles y fueron visitados posteriormente por personal de MIDES. El requisito de ingresos descalificó alrededor de 10% de los solicitantes iniciales.

Finalmente, 188,671 hogares solicitantes fueron visitados por personal del MIDES y se les administró una encuesta detallada que operó como línea de base. El cuestionario se asemeja a una típica encuesta de hogares, y recopila información sobre características demográficas y socioeconómicas individuales (edad, sexo, acceso a seguros de salud, educación y escolarización, participación en el mercado de trabajo, ingresos), junto con datos sobre posesión de bienes durables y condiciones de la vivienda.

Entre los hogares visitados, la asignación al PANES se determinó a través de un puntaje predicho sobre el nivel de privación del hogar que dependía de las características socioeconómicas del hogar recogidas en la encuesta línea de base.<sup>12</sup> En tanto un puntaje más alto indica mayor predicción de pobreza, sólo los hogares que se ubicaron por encima de un puntaje de pobreza predeterminado fueron asignados al programa.<sup>13</sup> La decisión de utilizar un puntaje compuesto a partir de un conjunto de características del hogar en lugar de una prueba de ingresos pura se debe a varios factores. En primer lugar, muchos hogares de la población objetivo presentaban flujos de ingresos altamente inestables, por lo que el ingreso corriente no era visto como un buen indicador del ingreso permanente. En segundo lugar, debido a que una parte considerable de los ingresos de la población objetivo proviene del sector informal, resultaba difícil verificar el ingreso reportado con los registros de la seguridad social, introduciendo la posibilidad de subdeclaración. En consecuencia, en lugar del ingreso autodeclarado, el gobierno utilizó un conjunto amplio de características socioeconómicas con el objetivo de reducir al mínimo las declaraciones de ingreso estratégicas.

De forma similar a otros programas de transferencias monetarias condicionadas de América Latina, la participación en el PANES estuvo, en principio, condicionada a la asistencia escolar y controles de salud en los niños. Las condicionalidades requerían que

---

<sup>11</sup> El ingreso per cápita se computó como el máximo entre el ingreso de la seguridad social (excluyendo los beneficios no contributivos, *i.e.* asignaciones familiares y pensiones no contributivas) y el ingreso autodeclarado.

<sup>12</sup> El puntaje está basado en un modelo *probit* que permite predecir la probabilidad de ubicarse por debajo del valor crítico de ingreso per cápita relativo a la línea de pobreza (para mayor detalles ver Amarante *et al.*, 2005).

<sup>13</sup> Se construyeron distintos umbrales de elegibilidad para las cinco principales regiones administrativas del país. Los límites regionales se establecieron de tal manera que una proporción similar de los hogares pobres tuviese derecho al programa en cada región.

los niños de 6 a 14 años de edad fueran inscritos y asistieran regularmente a clase, que las mujeres embarazadas asistieran a consultas prenatales mensuales (semanal partir de la semana treinta y seis de gestación) y se realizaran tres pruebas de ultrasonido obligatorias. Los niños de 0 a 5 debían cumplir con los controles pediátricos obligatorios y las vacunas prescritas por el Ministerio de Salud. Debido a la escasa coordinación entre las instituciones, las condicionalidades no fueron monitoreadas, lo que fue públicamente reconocido por el MIDES luego de la finalización del programa. Sin embargo, los beneficiarios desconocieron este hecho durante la vigencia del programa, y aunque fueron informados acerca de las condicionalidades, pueden razonablemente haber asumido que estaban siendo monitoreados por las autoridades.

La información obtenida en la primera encuesta de seguimiento indica que los beneficiarios no eran plenamente conscientes de la existencia de las condicionalidades. En efecto, el 58% de los hogares beneficiarios eran conscientes que el programa tenía algunas condiciones y sólo el 20% declaró que el cumplimiento de asistencia escolar en los niños era requerido. Este hecho plantea algunas dudas acerca de la naturaleza del programa. Aunque generalmente se considera como un programa de transferencia monetaria condicional, las condiciones no fueron monitoreadas y, más aún, los datos sugieren que una proporción considerable de los beneficiarios no tenían conocimiento de las mismas, particularmente con respecto a la asistencia escolar. Este trabajo analiza los efectos asociados al conocimiento de las condicionalidades.

### **3. Datos y metodología**

#### **3.1 Datos**

Esta investigación se basa en los registros oficiales del PANES (los datos de la línea de base) y la segunda ola de la encuesta de seguimiento, que fue especialmente diseñada para llevar adelante la evaluación de impacto del programa.

Los registros oficiales y las encuestas de seguimiento contienen información sobre características demográficas y socioeconómicas individuales (edad, sexo, acceso a seguro de salud, educación y escolarización, participación en el mercado de trabajo, ingresos), sobre posesión de bienes durables del hogar y condiciones de vivienda.

La evaluación de impacto incluyó la recolección de datos específicos a través de una encuesta de panel realizada a una muestra de beneficiarios y no beneficiarios. La principal estrategia para evaluar el programa consistió en el análisis de regresión discontinua, el cual explotó el criterio de admisión al programa debido a la falta de información en la línea de base sobre un número significativo de variables de interés.

La muestra se restringió a un grupo de hogares cuyas solicitudes para la obtención del fueron evaluadas entre el 23 de septiembre de 2005 y el 30 de abril de 2006. Al limitar la muestra de este modo se disminuye considerablemente el potencial problema de heterogeneidad mencionado anteriormente. La utilización de esta muestra también garantiza que el puntaje de privación utilizado para la elegibilidad al PANES es el mismo que el utilizado para todos los solicitantes en el análisis.

La primera ola de la encuesta de seguimiento se llevó a cabo entre octubre de 2006 y marzo de 2007, aproximadamente dieciocho meses después del comienzo del programa. Con el fin de explotar el potencial del diseño discontinuo, la muestra original de la encuesta contuvo datos sobre 3,000 hogares, incluyendo tanto solicitantes elegibles como no elegibles con puntuaciones cercanas al umbral de elegibilidad para el programa. Se buscó una sobrerrepresentación de los hogares elegibles de tal forma que la muestra podía dividirse entre hogares elegibles y no elegibles en una proporción de 2:1.<sup>14</sup> La tasa inicial de no respuesta fue moderada, ubicándose en 30%, y en consecuencia hogares de reposición con aproximadamente el mismo puntaje que los hogares no respondientes fueron posteriormente entrevistados. Esta primera ola de la encuesta de seguimiento sólo es utilizada en este estudio para explorar el papel de las condicionalidades. Una segunda ola de la encuesta de seguimiento se llevó adelante entre marzo y junio de 2008, poco tiempo después de la finalización del programa temporal. El desgranamiento no constituyó un problema de magnitud considerable, debido a que el 92% de los hogares de la primera ola de seguimiento fueron nuevamente encuestados con éxito. Para limitar las respuestas estratégicas, los hogares encuestados no fueron informados sobre el propósito exacto de las encuestas de seguimiento. Esta segunda encuesta de seguimiento y los registros administrativos son las fuentes de datos principales que se utilizan en este estudio. Los nombres de la encuesta y la información proporcionada a los encuestados se refirieron exclusivamente al departamento de la universidad a cargo del trabajo de campo y no se hizo mención específica al PANES o el Ministerio.<sup>15</sup>

### **3.2 Metodología**

En esta sección se presentan las dos estrategias de identificación utilizadas para llevar adelante la evaluación de impacto del PANES. En primer lugar, se utiliza el método de

---

<sup>14</sup> Esta muestra principal se complementó con datos sobre 500 hogares elegibles más alejados del umbral de elegibilidad, aunque estos datos no fueron utilizados en el presente estudios.

<sup>15</sup> Además de recabar información en materia de vivienda, composición del hogar, posesión de bienes duraderos, empleo, ingresos y escolaridad (como en la línea de base), la encuesta de seguimiento recoge información sobre salud, expectativas económicas, conocimiento de derechos políticos, laborales y civiles, confianza en un conjunto amplio de instituciones, participación en grupos sociales, personas o instituciones a las que él/ella pide ayuda cuando está en problemas, opiniones sobre el programa PANES y actitudes políticas, incluido apoyo para el gobierno.

regresión discontinua, debido a que la encuesta de seguimiento fue específicamente diseñada para la aplicación de este método. También se utiliza el enfoque de diferencias en diferencias con el objetivo de explotar la naturaleza longitudinal de los datos.

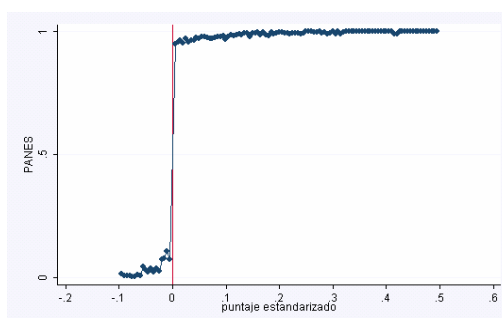
### **a) Regresión discontinua**

Como se ha descrito anteriormente en este documento, la asignación al PANES entre los hogares solicitantes se realizó en base a un puntaje de privación predicho que sólo dependía de características socioeconómicas del hogar recolectadas en el registro de la línea de base y a un umbral de ingresos que se contrastó con los registros de la seguridad social. Los hogares que cumplían con el requisito de ingresos fueron visitados y sólo aquellos con un puntaje de privación predicha por encima del umbral predeterminado fueron asignados al programa.

La evidencia en trabajos anteriores sobre el PANES (Manacorda et al., 2009) muestra que el cumplimiento con la regla de asignación prevista fue prácticamente perfecto. El gráfico 1 muestra la proporción de hogares que alguna vez se inscribieron al PANES en función de su puntaje estandarizado (basado en datos oficiales del PANES), resultando evidente que la implementación del PANES estuvo muy bien focalizada. Aplicando la metodología de McCrary (2008), Amarante et al. (2011) muestran que el puntaje se distribuye de forma suavizada en el entorno del punto de corte, lo que sugiere una ausencia general de manipulación.

Este diseño proporciona una variación cuasi-experimental creíble en la asignación al programa que se presta naturalmente al método de regresión discontinua “sharp”.

**Gráfico 1. Elegibilidad y participación del PANES**



Fuente: Elaborado en base a registros administrativos oficiales del PANES

Con el fin de operacionalizar el diseño de regresión discontinua (RDD<sup>16</sup>),  $S_i$  corresponde al puntaje de privación predicha asignado al hogar  $i$  (donde una mayor puntuación indica mayor predicción de pobreza) y  $E$  corresponde al umbral de elegibilidad,

<sup>16</sup> Por sus siglas en inglés, *Regression Discontinuity Design*.

de manera que en principio, sólo los hogares con puntaje por encima de  $E$  son elegibles para recibir tratamiento.  $N_i = S_i - E$  corresponde al puntaje de pobreza normalizado. Siguiendo a Lee y Card (2008), se propone regresar la variable de interés para el hogar  $i$ ,  $y_i$ , sobre una constante, un indicador para los hogares por encima del umbral  $1(N_i > 0)$ , y dos polinomios paramétricos para el puntaje normalizado ( $f(N_i)$  y  $g(N_i)$ ). Esto se realiza a cada lado del punto de corte, tal que  $f(0) = g(0) = 0$ :

$$(1) \quad y_i = \beta_0 + \beta_1 1(N_i > 0) + f(N_i) + 1(N_i > 0) g(N_i) + X_i' \gamma + u_i$$

donde  $X$  representa covariables adicionales. El supuesto de identificación para RDD requiere que las variables de resultado sean una función monótona del puntaje de pobreza predicho con la excepción de que el tratamiento tiene un efecto adicional (véase, por ejemplo Imbens y Lemieux, 2008). El Panel A.1 representa el análisis de RDD para las variables de interés previas al tratamiento. Se utilizaron los datos de la línea de base para los hogares incluidos en la encuesta de seguimiento. Estos gráficos muestran claramente que no había discontinuidad antes del tratamiento, lo que avala el cumplimiento de los supuestos del RDD.

Cuando los supuestos del RDD se cumplen, la discontinuidad potencial en las variables de resultado en el entorno del punto de corte puede ser legítimamente interpretada como un efecto del programa. El impacto del programa será entonces capturado por  $\beta_1$ , el cambio en  $y$  en el umbral de elegibilidad.

Un inconveniente del RDD es que la determinación del efecto tratamiento promedio local en las proximidades del punto de corte no necesariamente puede ser generalizada a todos los beneficiarios del programa en los casos donde existe heterogeneidad en los efectos.

### ***b) Diferencias-en-diferencias***

Para todas las variables de resultados incluidas en este estudio, se dispone de información para el grupo de tratamiento y de control tanto previamente a la implementación del programa, como en las dos olas de la encuesta de seguimiento. La primera ronda de la encuesta de seguimiento se recolectó dieciocho meses después del inicio del programa, cuando aún estaba vigente, mientras que la segunda ronda se recolectó tres meses después de finalizado el programa. Los resultados presentados en este informe corresponden al período de tiempo entre la inscripción al programa y la segunda encuesta de seguimiento.

La disponibilidad de datos de panel permite realizar una estimación de diferencias en diferencias, también conocido como el método de doble diferencia. Este método

básicamente compara los cambios en la situación del grupo de tratamiento y de control en relación con su desempeño observado en una línea de base previa a la intervención. El método supone que la heterogeneidad inobservada es invariante con el tiempo, de tal forma que cualquier sesgo potencial asociado a dicha heterogeneidad se anula cuando se analiza la diferencia en el cambio entre los grupos. Esto se conoce como el supuesto de tendencia paralela, el cual implica que las características no observadas que afectan a la participación en el programa no varían en el tiempo con el *status* de tratamiento.

Considerando dos períodos,  $t=0$  antes del programa y  $t=1$  después del comienzo del programa, y los resultados  $Y_t^T$  y  $Y_t^C$  para los grupos de tratamiento y control respectivamente, el método de doble diferencia (DD) estima el impacto promedio del programa como:

$$(2) \quad DD = E(Y_1^T - Y_0^T | T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0)$$

donde  $T_1 = 1$  indica si se recibe el programa en el tiempo  $t=1$  y  $T_1 = 0$  denota la falta de tratamiento en el tiempo  $t=1$ . En esta formulación, el efecto del programa se calcula como la diferencia entre las diferencias en los resultados observados para los grupos de tratamiento y de control antes y después de la intervención. La estimación DD también se puede calcular utilizando un marco de regresión. En este caso, la ecuación se puede especificar como:

$$(3) \quad Y_{it} = \alpha + \beta T_{it}t + \rho T_{i1} + \gamma + \varepsilon_{it}$$

donde  $T_1 = 1$  indica si se recibe el programa en el tiempo  $t=1$  y  $T_1 = 0$  denota la falta de tratamiento en el tiempo  $t=1$ . El coeficiente  $\beta$ , que corresponde a la interacción entre la variable de tratamiento y la variable de tiempo, proporciona el efecto de DD promedio del programa. Para poder interpretar correctamente el estimador de DD, se requiere que el término de error no esté correlacionado con las otras variables en la ecuación, y, específicamente, se debe cumplir que:

$$(4) \quad Cov(\varepsilon_{it}, T_{it}t) = 0$$

En el marco de regresión, el estimador DD puede incluir covariables ( $X$ ), pero en ese caso se deben tener en cuenta los siguientes dos factores. Aunque la única estrategia útil sería incluir  $X$  variables en el tiempo, éstas pueden estar afectadas por el tratamiento, introduciendo endogeneidad. Estos aspectos deben ser tomados en cuenta al momento de introducir las covariables, como se aprecia en (5):

$$(5) \quad Y_{it} = \alpha + \beta T_{it}t + \rho T_{i1} + \gamma + \phi X_i + \varepsilon_{it}$$



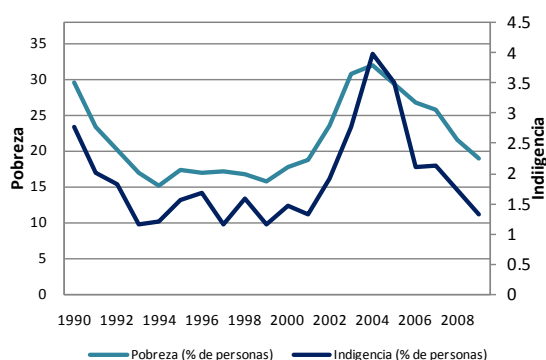
Finalmente, se combinan las dos metodologías mediante el uso de los polinomios de la regresión discontinua interactuados con el tiempo como un conjunto de variables de control en la regresión de diferencias en diferencias:

$$(6) \quad Y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + \rho T_{it} + f(Ni)t + 1(Ni > 0) g(Ni)t + \gamma t + \phi X_i + \varepsilon_{it}$$

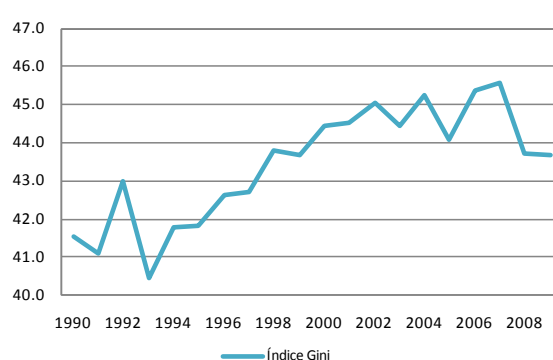
#### 4. Pobreza, desigualdad, asistencia escolar y trabajo infantil en Uruguay

Uruguay es un pequeño país de ingreso medio de América Latina. La pobreza y los índices de desigualdad se encuentran entre los más bajos de la región y el ingreso per cápita anual ajustado por PPP se ubica actualmente justo por debajo de U\$S 10.000. Sin embargo, mucho estudios han documentado una tendencia creciente en la incidencia de la indigencia y la pobreza entre 1994 y 2005 (Amarante et al., 2004 y PNUD, 2008, entre otros), así como una tendencia creciente de desigualdad de ingresos (PNUD, 2008; Alves et al, 2011). Los gráficos 2a y 2b muestran estas tendencias. Las causas subyacentes de esta erosión del bienestar de los hogares se relacionan mayoritariamente con cambios en el mercado laboral, la grave crisis económica del 2002, la escasa magnitud de transferencias públicas a los hogares pobres y el hecho de que el sistema de seguridad social se ha concentrado en gran medida en las transferencias a las personas mayores. A principios del PANES en 2005, la incidencia de la pobreza alcanzaba 29% de la población total y era 49,4% en niños de 0 a 17 años (cuadro A.1).

**Gráfico 2a. Pobreza e indigencia. Uruguay 1990-2009.**



**Gráfico 2b. Desigualdad. Uruguay 1990-2009.**

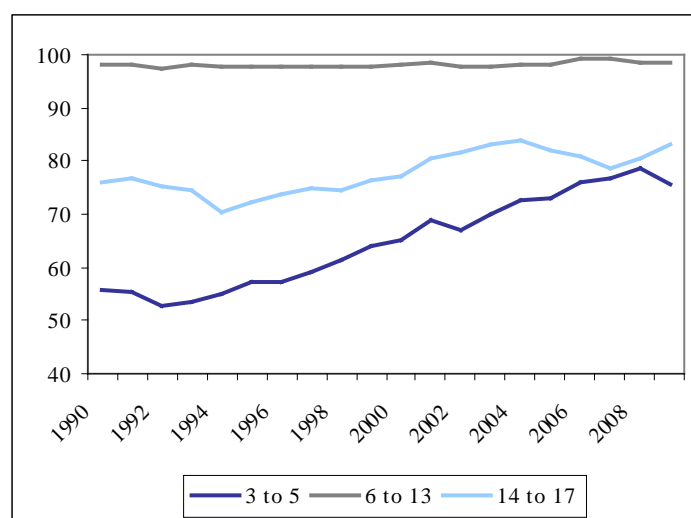


Fuente: Elaborado en base a encuestas continuas de hogares.

El sistema educativo uruguayo está organizado en tres niveles principales, tres años de educación preescolar a partir de los 3 años de edad, seis años de educación primaria, y seis años de educación secundaria. En 2005, la asistencia era obligatoria para los niños a

partir de 5 años hasta la finalización del tercer año de escuela secundaria<sup>17</sup>. Las tasas de asistencia para niños de 4 y 5 años han aumentado significativamente durante la última década como resultado de la reforma del sistema educativo llevado a cabo a mediados de la década de 1990. Mientras tanto, la asistencia a la enseñanza primaria ha sido casi universal desde las primeras décadas del siglo 20 y se ha mantenido estable por un largo período (gráfico 3). Los principales problemas en el nivel primario son la repetición y el ausentismo (PNUD, 2008).

**Gráfico 3. Tasas de asistencia escolar en Uruguay – 1990-2009.**



Fuente: Elaborado en base a encuestas continuas de hogares

El principal problema del sistema educativo uruguayo se encuentra en el nivel secundario, donde las tasas de deserción se han mantenido constantes desde la década de 1980. Como resultado, los años de educación promedio entre los adultos han crecido lentamente en las últimas décadas (llegando a 8,6 años en 2008), y los logros tempranos de Uruguay en este sentido han sido superados por otros países de América Latina (PNUD, 2008). La deserción escolar se concentra principalmente en los estratos de menores ingresos, y los varones tienen una participación importante en este grupo así como una mayor participación en el mercado laboral (Bucheli y Casacuberta, 2000, PNUD, 2008).<sup>18</sup> Los determinantes de estas altas tasas de deserción escolar no han sido claramente establecidos en la literatura existente, la que muestra una alta correlación entre la deserción escolar, y la escasez de ingresos y condiciones socioeconómicas desfavorables.

La calidad de la educación que se imparte en la enseñanza secundaria es también un tema de preocupación actual. Si bien Uruguay tiene un buen desempeño a nivel regional

<sup>17</sup> Desde enero de 2009, una nueva ley de educación ha fijado la educación obligatoria desde los 4 años hasta la finalización de sexto año de enseñanza secundaria.

<sup>18</sup> Durante la crisis hubo un crecimiento de la tasa de asistencia a la enseñanza secundaria.

en la evaluación estandarizada PISA, una proporción significativa de los adolescentes no alcanza los requisitos mínimos de competencia.

Respecto al trabajo infantil, Uruguay ha ratificado los acuerdos internacionales (Nº 138 y 182 de la OIT). La edad mínima legal para trabajar es de 15, y los niños de 15 a 18 años deben tener una aprobación especial de las autoridades para trabajar. El principal criterio para otorgar el permiso es las condiciones de trabajo.

La información sobre el trabajo infantil en Uruguay es escasa para los niños menores de 14 años. La encuesta de hogares sólo reúne información sobre la situación laboral de los niños de 14 a 17 años (cuadro 1). Esta información muestra que la proporción de niños ociosos (no trabajan ni asisten a la escuela) es sorprendentemente alto, y alcanza 24% entre los hogares pobres y 34% entre los indigentes. El porcentaje de niños en este tramo de edad que solamente trabajan es relativamente bajo. Algunos de estos niños, aparentemente ociosos se dedican, de hecho, a las tareas domésticas.

**Cuadro 1. Características socioeconómicas de los niños (14-17) por grupo de ingreso. Uruguay. 2006**

Grupo de ingreso	Asiste a la escuela	Asiste y trabaja	Solo trabaja	No estudia ni trabaja	Total
Hogares indigentes	52%	5%	9%	34%	100%
Hogares pobres	62%	5%	9%	24%	100%
Total de hogares	75%	3%	6%	16%	100%

Fuente: Elaborado en base a encuesta de hogares

Para los niños menores de 14 años, se realizó un módulo especial añadido a la encuesta de hogares 2006 con el fin de identificar el trabajo infantil entre los niños entre 5 y 17 años. Los resultados indican que sólo el 1.5% de los niños de 5 a 11 trabajan, mientras que el porcentaje se eleva al 9.2 para los niños entre 12 y 17 (cuadro 2).

**Cuadro 2. Incidencia del trabajo infantil en Uruguay – 2006 (porcentaje)**

	5-11 años	12-17 años	5-17 años
Montevideo	1.9	7.1	4.5
Interior	1.4	9.5	5.4
Total	1.5	9.2	5.4

Fuente: Arim y Salas (2007)

Nuestros datos muestran que la matrícula escolar era inicialmente más baja entre los beneficiarios del PANES que entre los solicitantes rechazados. Sin embargo, las tasas de asistencia escolar entre los beneficiarios en la segunda encuesta de seguimiento (dos años después) incluso superan la de los no beneficiarios para niños de 3 a 5 años. El significativo aumento en la asistencia escolar en estas edades se explica por el hecho de que la

educación fue declarada como obligatoria a partir de los 4 años durante este período. Entre los adolescentes de 14 a 17 se observa una tendencia opuesta.

Para los niños menores de 14 años no se recabó información sobre el trabajo infantil en la línea de base. Para el grupo de 14 a 17, se observa un incremento del trabajo infantil cuando se compara la información en los dos momentos de tiempo. Aunque la tasa de participación laboral entre los beneficiarios del PANES era mayor y su ingreso laboral era menor a la línea de base, esta situación no se mantiene al momento de la encuesta de seguimiento. El ingreso laboral individual resulta ser más del doble en términos reales al comparar el registro administrativo previo al programa y la encuesta de seguimiento, y el ingreso per cápita del hogar aumentó un 75% en términos reales (cuadro 3). Estos resultados en términos de ingresos están probablemente afectados por las respuestas estratégicas iniciales de los solicitantes sobre sus ingresos.

**Cuadro 3. Principales resultados entre los solicitantes del PANES**

	Tasas de asistencia escolar (%)			Trabajo infantil (%)		Participación laboral adulta (%)	Ingreso laboral real*	Ingreso real del hogar per cápita *
	3-5	6-13	14-17	6-17	14-17			
<b>Línea de base</b>								
Beneficiarios	43	98	78	n.d	11	64	1240	742
No beneficiarios	55	99	79	n.d	15	62	1320	603
Todos	47	98	79	n.d	12	63	1267	648
<b>2da encuesta de seguimiento</b>								
Beneficiarios	85	99	75	7	17	63	2688	1211
No beneficiarios	84	99	75	8	19	62	2637	1093
Todos	85	99	75	8	18	63	2655	1131

\*Ingreso en pesos uruguayos, precios constantes (Abril 2007=100)

Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

## 5. Principales resultados

A continuación, se explora el efecto del PANES en la asistencia escolar y trabajo infantil. Seguidamente, el análisis se centra en dos canales explicativos: la oferta de trabajo para adultos y el ingreso del hogar. También se analiza si el conocimiento de las condicionalidades desempeñó un papel en el fomento de la asistencia escolar.

### 5.1 Resultados en los niños: asistencia escolar y trabajo infantil

Como se dijo previamente, se utiliza el análisis RDD y DD para evaluar el impacto del programa en la asistencia escolar. La variable dependiente en RDD es la asistencia escolar del niño, y se consideran tres especificaciones alternativas. La primera incluye la

variable de tratamiento y es una función lineal del puntaje normalizada, la segunda incluye un polinomio de segundo grado, y la tercera especificación añade a la segunda un conjunto de covariables: sexo y edad del niño, región de residencia, características de la vivienda (materiales de suelo y techo) y atributos del jefe de hogar (sexo, edad y educación). Estas tres especificaciones se presentan, respectivamente, en la primera a la tercera columna del cuadro 4. En las especificaciones DD, se muestran los resultados con efectos fijos individuales y con un polinomio del puntaje de pobreza interactuado con el tiempo como un conjunto de variables de control (las columnas cuarta y quinta en el cuadro 4). Las covariables que varían con el tiempo se excluyen para evitar el problema de endogeneidad.<sup>19</sup>

Las estimaciones de RDD indican que el programa no tuvo impacto en la asistencia escolar. Se presenta el coeficiente de las variables de tratamiento (efectos marginales) en el cuadro 4.<sup>20</sup> La ausencia de impacto en la asistencia escolar es robusta a distintas especificaciones y persiste cuando se realizan estimaciones desagregadas por sexo y edad de los niños.<sup>21</sup>

Para la estrategia de diferencias en diferencias, se encuentra un efecto positivo débilmente significativo en la estimación con efectos fijos para niños de 3 a 5 años. Cabe destacar que las dos estrategias de identificación analizan diferentes grupos de niños: por ejemplo, mientras que RDD selecciona a los niños que tenían entre 3 y 5 años en el momento de la encuesta de seguimiento, el método de diferencias en diferencias selecciona a los niños que tenían entre 3 y 5 años en la línea de base, los cuales tenían aproximadamente entre 5 y 7 años cuando se recolectó la encuesta. Esto implica que, en lugar de mostrar un efecto del programa, el coeficiente para este grupo de edad refleja el hecho de que los niños tenían seis años y entraron en la enseñanza primaria obligatoria. Las tasas de asistencia a esta edad eran considerablemente inferiores para los beneficiarios del PANES en la línea de base, provocando este resultado significativo cuando los niños entran a la enseñanza primaria (ver cuadro 3).

Aunque la estrategia RDD no muestra impacto para niños de 6 a 17 años, aparece nuevamente un efecto débil, impulsado por los varones, en la estimación DD con efectos fijos. Este efecto débil desaparece al desagregar por grupos de edad, y no se presenta

---

<sup>19</sup> El número de observaciones de todas las estimaciones incluidas en esta sección se presentan en los cuadros A.5 a A.7.

<sup>20</sup> Un anexo conteniendo todos los gráficos con los resultados de RDD está disponible bajo petición.

<sup>21</sup> Se probaron desagregaciones por edades simples y para distintos grupos de edades, pero los resultados son similares. También se analizaron los efectos por tamaño del hogar. Los resultados detallados están disponibles bajo petición.

tampoco en la especificación DD que incluye el polinomio. El panorama general indica por lo tanto que no se encuentran efectos robustos sobre la escolarización.

**Cuadro 4. Efectos en la asistencia escolar por grupo de edad. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento.**

	RDD			DD	
	Especificación lineal (1)	Especificación cuadrática (2)	Especificación cuadrática con variables de control (3)	Efectos fijos individuales (4)	DD con polinomio RD (5)
<b>3-5 años</b>					
Total	0.00526 (0.0616)	0.0212 (0.1028)	0.0293 (0.0853)	0.107 (0.0487)**	0.0817 (0.102)
<b>6-17 años</b>					
Total	0.038 (0.0292)	0.005 (0.0404)	0.007 (0.0123)	0.0309 (0.0172)*	0.0133 (0.0386)
Niños	0.0108 (0.0363)	-0.0411 (0.0504)	-0.00125 (0.0162)	0.0570 (0.0255)**	0.0268 (0.0566)
Niñas	0.0656 (0.0418)	0.041 (0.0529)	0.0125 (0.0159)	0.00625 (0.0231)	0.000512 (0.0526)
<b>6-13 años</b>					
Total	-0.0121 (0.0364)	-0.00335 (0.0350)	-0.00731 (0.0182)	0.0120 (0.0139)	0.00154 (0.0295)
<b>14-17 años</b>					
Total	0.115 (0.0883)	-0.0145 (0.0802)	-0.00414 (0.0696)	0.0585 (0.0440)	0.0175 (0.110)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \*significativo al 10%, \*\*significativo al 5%; \*\*\*significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

También se estimó el impacto del PANES sobre el trabajo infantil para los niños entre 6 y 17. En este caso, la variable dependiente es la situación laboral de los niños; se consideraron nuevamente tres especificaciones RDD utilizando las mismas variables de control que para la asistencia escolar. No se encontró un efecto significativo en ninguna de estas tres especificaciones (cuadro 5) ni en el análisis gráfico.

**Cuadro 5 Efecto en el trabajo infantil. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento. Estimación RDD.**

Población	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática con variables de control
<b>6-17 años</b>			
Total	-0.0240 (0.0277)	0.0177 (0.0442)	0.0136 (0.0291)
Niños	-0.0369	0.0165	0.00322

	(0.0418)	(0.0647)	(0.0455)
Niñas	-0.0139	0.0130	0.0115
	(0.0279)	(0.0458)	(0.0308)
<b>6-13 años</b>			
Total	-0.0164	0.00329	0.00493
	(0.0206)	(0.0395)	(0.0228)
Niños	-0.0271	-0.0605	-0.0648
	(0.0347)	(0.1304)	(0.1209)
Niñas	-0.00358	0.0296	0.0376
	(0.0208)	(0.0338)	(0.0405)
<b>14-17 años</b>			
Total	-0.0109	0.0444	0.0316
	(0.0513)	(0.0840)	(0.0775)
Niños	-0.0229	0.0467	0.0563
	(0.0810)	(0.1267)	(0.1231)
Niñas	-0.0132	0.0285	0.00458
	(0.0536)	(0.0847)	(0.0834)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a 2<sup>da</sup> encuesta de seguimiento.

Como se mencionó anteriormente, no se recolectó información sobre trabajo infantil para los niños menores de 14 años en la línea de base, por lo que sólo se pudo aplicar la estrategia de diferencias en diferencias para explorar esta dimensión para los niños de 14 a 17 años. Las estimaciones DD arrojan los mismos resultados que las de RDD para este grupo: el programa no afectó el trabajo infantil para los niños que tenían entre 14 y 17 años en la línea de base (cuadro 6).

**Cuadro 6. Efectos en trabajo infantil. Niños entre 14 y 17 años. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento. Estimación DD.**

	Efectos fijos individuales (1)	DD incluyendo polinomio RD (2)
Total	0.0140	0.1440
	(0.0426)	(0.1021)
Niños	0.0008	0.2922
	(0.0648)	(0.1591)*
Niñas	-0.0364	0.04811
	(0.0588)	(0.1432)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

Con relación a la enseñanza primaria, las tasas de asistencia eran cercanas al 100%, por lo que resultaba escasamente probable encontrar efectos del programa para niños de 6 a 13. Para los adolescentes, el programa contaba con cierto espacio para aumentar la matrícula escolar, pero este resultado no se logró. Esta ausencia de mejora puede estar vinculada a la escasez de incentivos, dado el pequeño monto de la transferencia en relación

con los ingresos del hogar (recordemos que la transferencia no variaba con el tamaño del hogar), la falta de seguimiento de las condiciones y los potenciales efectos sustitución que pueden haber inhibido el incremento de los ingresos del hogar. En la siguiente sección, se investigan los dos últimos potenciales canales.

## 5.2 Canales potenciales: Participación laboral adulta e ingreso del hogar

Para llevar a cabo el análisis del canal de ingreso, se analizaron los impactos sobre las decisiones del mercado de trabajo de los adultos, teniendo en cuenta las siguientes variables de resultado: tasas de participación, desempleo, empleo, horas trabajadas e ingreso laboral. Nuevamente, se estimaron tres especificaciones RDD: la primera es lineal y utiliza la variable de tratamiento y el puntaje de privación normalizado, la segunda combina el puntaje con un término cuadrático y la tercera incluye un conjunto de variables de control individuales (edad, sexo y región de de residencia) y características de la vivienda (materiales del suelo y el techo).

No se encontraron efectos significativos para la participación laboral, el desempleo o el número de horas trabajadas, y esto se mantiene considerando la totalidad de adultos en los hogares beneficiarios o solamente los titulares del PANES (cuadro 7). Existe evidencia limitada de un efecto positivo sobre el empleo de la estimación RDD, implicando que los participantes del PANES son más propensos a tener empleo. Este efecto débil se encuentra tanto en los hombres y como las mujeres, y corresponde a las personas que viven fuera de la capital, en el interior del país (véase el cuadro A.2 del anexo). No se encontró este efecto en la primera ola de la encuesta de seguimiento, y tampoco es evidente en el análisis gráfico.

**Cuadro 7. Efectos en el mercado de trabajo. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento.**

Población y variable	RDD			DD	
	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática con variables de control	Efectos fijos individuales	DD con polinomio RD
<b>Todos</b>					
Participación en mercado laboral	0.0488 (0.0289)*	0.0568 (0.0449)	0.0488 (0.0289)*	0.0123 (0.0160)	0.0120 (0.0373)
Desempleo	0.00422 (0.0157)	-0.0324 (0.0271)	-0.0418 (0.0312)	-0.00424 (0.0133)	-0.00224 (0.0230)
Empleo	0.0446 (0.0267)*	0.0863 (0.0410)**	0.122 (0.0457)***	0.0165 (0.0167)	0.00768 (0.0362)
Horas de trabajo	-1.631 (1.888)	-5.175 (2.796)*	-3.686 (2.943)	-0.978 (1.497)	-2.660 (2.348)



Titulares o postulantes al PANES					
Participación en mercado laboral	0.0462 (0.0413)	0.113 (0.0664)*	0.0963 (0.0676)	-0.0040 (0.0215)	0.0025 (0.0548)
Desempleo	-0.00993 (0.0276)	-0.0574 (0.0500)	-0.0617 (0.0507)	-0.0120 (0.0191)	-0.0153 (0.0452)
Empleo	0.0560 (3.885)	0.163 (5.409)	0.167 (5.461)	0.0079 (0.0239)	-0.0048 (0.0599)
Horas de trabajo	-2.939 (2.794)	-7.395 (4.228)*	-7.172 (4.270)*	-1.277 (1.881)	-1.209 (3.149)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: En base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

Los resultados indican que el programa no tuvo efecto sobre el ingreso laboral individual (considerando a las personas mayores de 20 años): no se encuentra ninguna diferencia significativa entre los beneficiarios y los no beneficiarios en las proximidades del punto de corte (cuadro 8). Así, el efecto positivo sobre el empleo no se observa en términos de ingreso laboral. Más importante aún, no se encontró ninguna discontinuidad al comparar los ingresos totales del hogar (en términos per cápita) entre los beneficiarios y los no beneficiarios. Este resultado permite rechazar la presencia de un efecto de sustitución entre los hogares beneficiarios, aunque en un estudio relacionado que utiliza microdatos de la seguridad social y el programa, Amarante et al. (2010) muestran que el PANES redujo el empleo formal y los ingresos, probablemente debido al umbral de elegibilidad de ingresos. Por lo tanto, la ausencia de efecto en la asistencia escolar previamente reportada no puede atribuirse a un comportamiento estratégico, es decir que los hogares beneficiarios hayan sustituido ingresos anteriores con una proporción de la transferencia una vez que comenzaron a recibir el pago.<sup>22</sup>

**Cuadro 8. Efectos en ingreso laboral personal e ingreso total del hogar. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento (mayores de 20).**

Población	RDD			DD	
	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática con variables de control	Efectos fijos individuales	DD con polinomio RD
Ingreso laboral personal	-0.0778 (0.0823)	-0.125 (0.133)	0.0162 (0.112)	-0.00717 (0.0784)	-0.0860 (0.203)
Ingreso total	-0.0738	-0.00811	-0.0107	0.0649	0.190

<sup>22</sup> Una debilidad potencial de este argumento es que la información sobre ingresos se recolectó entre 3 y 6 meses después de finalizado el programa. Los datos recogidos durante la primera encuesta de seguimiento no muestran ningún efecto sobre los ingresos del trabajo (Amarante et al., 2009). Mantenemos el argumento, no obstante, basado en el supuesto de que no es sencillo para los hogares cambiar significativamente sus fuentes de ingresos durante un período tan corto de tiempo.

del hogar (per cápita)	(0.0647)	(0.0999)	(0.0952)	(0.0557)	(0.107)*
---------------------------	----------	----------	----------	----------	----------

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

El análisis anterior muestra que los hogares no tuvieron un comportamiento estratégico como consecuencia de la recepción de la transferencia. El ingreso total del hogar y el ingreso laboral no muestran ninguna discontinuidad o diferencia en el cambio entre beneficiarios y no beneficiarios. Si el efecto sustitución potencial no tuvo lugar, la ausencia de impacto en la escolaridad debe ser entonces explicada por otros factores.

### **5.3 El rol de las condicionalidades**

Una posible explicación de cómo los programas de transferencias en efectivo impactan positivamente en las variables de resultados, como la asistencia escolar, refiere a las condiciones que pueden obligar a los hogares a modificar su comportamiento, sobre todo en relación con su demanda de servicios de educación y salud (Skoufias y Parker, 2001; De Brauw y Hoddinott, 2008; Schady y Araujo, 2008). No obstante, la imposición de condiciones no está ausente de controversia: algunos autores sostienen que las condiciones son inherentemente paternalistas y asumen que los padres no saben qué es lo mejor para el interés de sus hijos o que son irracionales. Además, las condicionalidades han demostrado ser difíciles de controlar, mientras que un control eficaz incluso puede llevar a efectos regresivos, en la medida que la deserción sea mayor entre los estudiantes de los hogares más vulnerables. Las condicionalidades implican costos directos que son usualmente asumidos por las madres (Molyneux, 2008). La evidencia sobre los efectos de la imposición de condicionalidades a los beneficiarios es todavía escasa, debido principalmente a problemas metodológicos involucrados con el aislamiento de sus efectos.

En la primera encuesta de seguimiento, se les solicitó a los hogares beneficiarios que especificaran las condiciones (en caso de existir alguna) que se debían cumplir para recibir la transferencia. Esta información permite comprobar si el estar "condicionado" tuvo un impacto diferencial sobre la asistencia escolar de los niños respecto a los "no condicionados", restringiendo el análisis a los hogares beneficiarios.

Sólo el 20% de los encuestados declararon conocer el requisito de matriculación en la enseñanza para niños de 6 a 17 años. En primer lugar, se estimó el efecto del conocimiento de la condicionalidad sobre la probabilidad de asistencia escolar entre los niños de 6 a 17 años, controlando por el puntaje de selección (columna 1 del cuadro 9), y en segundo lugar se agregaron las mismas variables de control utilizadas en las otras regresiones (columna 2).

La correlación positiva entre la asistencia escolar de los niños y el conocimiento de las condicionalidades por parte de los encuestados desaparece cuando se incluyen las variables de control.<sup>23</sup> La segunda estrategia consiste en realizar estimaciones de diferencias en diferencias, considerando efectos fijos individuales (columna 3) y finalmente añadiendo variables de control además de los efectos fijos individuales (columna 4). Las variables de control en esta última columna incluyen la edad y dos *dummies* que indican si el niño asiste a la enseñanza primaria o secundaria. Nuevamente, la variable que refleja el conocimiento de la condicionalidad sólo tiene un efecto reducido, tanto para los niños en su conjunto como para aquellos entre 6 y 13 años, pero este efecto desaparece cuando se incluyen las variables de control.

Los resultados indican que el conocimiento de las condicionalidades no afecta de forma robusta a la asistencia escolar. Es decir, la asociación positiva entre ambas variables se explica por otras variables observables, y una vez que se controla por ellas, la probabilidad de asistir a la escuela no se ve afectada por el conocimiento (o desconocimiento) de los hogares acerca de las condiciones. Sin embargo, el poder informativo de estos resultados en el marco del debate político es limitado, debido a la falta de una estrategia para identificar claramente si los hogares eran conscientes del hecho que el monitoreo no fue llevado a cabo.

**Cuadro 9. Efectos de las condicionalidades en la matriculación escolar. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento. 6-17 años.**

	2 <sup>da</sup> encuesta de seguimiento		DD (efectos fijos)	
	Sin variables de control	Con variables de control	Sin variables de control	Con variables de control
6-17	0.0397 (0.0140)***	0.00897 (0.00706)	0.0461 (0.0192)**	0.0178 (0.0163)
Varones	0.0459 (0.0200)**	0.00103 (0.0105)	0.0296 (0.0246)	0.0208 (0.0220)
Mujeres	0.0380 (0.0185)**	0.0158 (0.00825)*	0.0349 (0.0281)	0.0182 (0.0245)
6-13	0.00241 (0.00520)	0.00127 (0.00286)	0.0383 (0.0165)**	0.00739 (0.0107)
14-17	0.0608 (0.0489)	0.0518 (0.0524)	0.0225 (0.0524)	-0.00110 (0.0523)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

<sup>23</sup> Esta correlación positiva se puede observar también en el cuadro A.4.

## 7. Comentarios finales

En este trabajo se analizaron los efectos de un programa de transferencia en efectivo sobre la asistencia escolar y el trabajo infantil y tres posibles canales establecidos en la literatura existente: desempeño en el mercado de trabajo, ingresos y condicionalidades. Los resultados indican que el programa no afectó la asistencia escolar o el trabajo infantil, para la totalidad de niños o al desagregar por grupos de edad o sexo.

Los resultados con respecto a la asistencia escolar no son sorprendentes para los niños en edad de enseñanza primaria, ya que la asistencia en este nivel de educación es casi universal en el Uruguay. Para los niños en nivel secundario, los resultados encontrados sugieren que, o bien la transferencia fue demasiado reducida como incentivo para promover la asistencia a enseñanza secundaria o bien que otras variables además de los ingresos se encuentran involucrados en esta decisión. A pesar de que la falta de impacto es válida tanto para los hogares considerados condicionados como para los no condicionados, la falta de impacto puede estar también asociada con la ausencia de monitoreo de las condicionalidades. El resultado sobre los efectos en la asistencia a nivel de enseñanza secundaria es relevante para el diseño de políticas futuras en Uruguay, en tanto los programas de transferencias monetarias condicionadas son concebidos como una herramienta para promover la asistencia en este nivel.

Esta ausencia de efectos no se relaciona con los efectos sustitución generados por variaciones en la participación en el mercado laboral, el ingreso laboral individual o el ingreso laboral del hogar. Los resultados encontrados sugieren que los esquemas de transferencia en Uruguay deberían ser rediseñados para influir en las decisiones de escolarización y trabajo infantil a nivel del hogar. Por ejemplo, algunos aspectos a considerar serían mayores transferencias, incentivos para la completitud y pagos que varíen con el tamaño del hogar. Otra explicación relevante sugerida en la literatura es que el ingreso no es la variable que más influye en estas decisiones, en particular entre los adolescentes, y que se requieren intervenciones complementarias para fomentar la asistencia escolar en este grupo de edad.

Las características específicas de esta intervención y el hecho que fue llevado a cabo en un país de ingresos medios como Uruguay puede proporcionar información relevante sobre cómo los efectos de los programas de transferencias en efectivo varían según los contextos. Además permite destacar que las intervenciones difieren de un país a otro y que por tanto resulta arriesgado hacer generalizaciones en relación a políticas exitosas. En la actualidad, sin embargo, el debate político tiende a enfatizar los efectos

generales de la política sobre la base de la evidencia recogida a partir de experiencias exitosas conocidas.

## Referencias

- Alves G., V. Amarante, G. Salas y A. Vigorito (2011). "The evolution of inequality in Uruguay in the last decades (1986-2009)". Trabajo presentado al PNUD.
- Amarante, V., M. Manacorda, A. Vigorito y M. Zerpa (2011). "Social Assistance y Labour Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES", mimeo, Department of Economics, CEP, London School of Economics.
- Amarante V., M. Manacorda, E. Miguel y A. Vigorito (2011). "Do Cash Transfers Improve Birth Outcomes? Evidence from Matched Vital Statistics, Program y Social Security Data". mimeo.
- Amarante V., R. Arim y A. Vigorito (2004). "Uruguay. Pobreza, red de protección social y situación de la infancia en Uruguay." Documento del Banco Interamericano de Desarrollo (RE1/SO1).
- Amarante V., G. Burdín, M. Manacorda y A. Vigorito (2008). "Informe final de la evaluación intermedia del impacto del PANES", mimeo, Instituto de Economía, Universidad de la República.
- Amarante V., G. Burdín, M. Ferrando, M. Manacorda, A. Vernengo y A. Vigorito (2009). "Informe final de la evaluación de impacto del PANES", mimeo, Instituto de Economía, Universidad de la República.
- Alves G., R. Arim, G. Salas y A. Vigorito (2009). "Tendencias de la distribución del ingreso en Uruguay entre 1981 y 2007." Instituto de Economía, Universidad de la República.
- Arim R. y G. Salas (2007). "Módulo de trabajo infantil y adolescente. Principales resultados." Disponible en: [www.ine.gub.uy](http://www.ine.gub.uy)
- Attanasio O., C. Meghir y A. Santiago (2002). "Education choices in Mexico: using a structural model y a randomized experiment to evaluate PROGRESA." University College, London.
- Banco Mundial (2007). "Las políticas de transferencia de ingresos en Uruguay: cerrando las brechas de cobertura para aumentar el bienestar." Department of Human Development, Latin American y Caribbean Regional Office.
- Barrientos A. y DeJong J. (2006). "Reducing child poverty with cash transfers: a sure thing?". *Development Policy Review*, 24 (5): 537-552.
- Basu K. (1999). "Child Labour: Cause, Consequences, y Cure, with Remarks on International Labour Standards". *Journal of Economic Literature*, 37:1803-1119.
- Bucheli M. y C. Casacuberta (2000). "Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay." *El Trimestre Económico*, 267:395-420.
- Basu K. y H. V. Pham (1998). "The economics of child labour". *American Economic Review*, 88:412-27.
- Cardoso, A. y D. Verner (2007). "School drop-out y push-out factors in Brazil: the role of early parenthood, child labour, y poverty". Policy Research Working Paper Series 4178, Banco Mundial.
- CEPAL (2006). "La protección social de cara al futuro. Acceso, financiamiento y solidaridad." Publicación de Naciones Unidas.
- Coady D. (2001). "An evaluation of the distributional power of PROGRESA's cash transfers in Mexico". International Food Policy Research Institute, Food Consumption y Nutrition Division, Discussion Paper N° 117.

- Coady D. y S. Parker (2002). "A cost effectiveness analysis of demand y supply side education interventions: the case of Progresa in Mexico". International Food Policy Research Institute.
- Deb P. y F. Rosati (2004). *Determinants of Child Labour y School Attendance: The Role of Household Unobservables*. New York: Hunter College.
- de Brauw A. y J. Hoddinott (2008). "Must conditional cash transfer programs be conditioned to be effective? The impact of conditioning transfers on school enrollment in Mexico". IFPRI Discussion Paper 00757, Washington D.C.
- Fiszbein A. y N. Schady (2009). "Conditional Cash Transfers: Reducing Present y Future Poverty", Publicaciones del Banco Mundial, Washington DC.
- Imbens G. y T. Lemieux (2008). "Regression Discontinuity Designs: a Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142:615-635.
- Lee D. y D. Card (2008). "Regression Discontinuity Inference With Specification Error." *Journal of Econometrics*, 142:2:655-674.
- Maluccio, J. A y R. Flores (2005). "Impact Evaluation of a Conditional Cash Transfer Program: The Nicaraguan Red de Protección Social." Research Report 141, IFPRI.
- Manacorda M., E. Miguel y A. Vigorito (2009). "Government transfers y political support." National Bureau of Economic Research, WP 14702.
- McCrary, J. (2008), "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test", *Journal of Econometrics*, 142:2:698-714.
- Moffit R. (2002). "Welfare Programs y Labour Supply." NBER Working Paper Series 9168. National Bureau of Economic Research.
- Molyneux M. (2008). "Conditional cash transfers: a "Pathway to women's empowerment?"" Pathways Working Paper 5. Brighton, UK. Pathways to Mujeres's Empowerment. 2008.
- Nielsen, H.S. (1998). "Child Labour y School Attendance: Two Joint Decisions." *Working Paper* 98-15, Centre for Labour Market y Social Research, Denmark.
- PNUD (2008). "Informe sobre desarrollo humano en Uruguay 2008 Política, políticas y desarrollo humano." PNUD.
- Ravallion M. y Q. Wodon (2000). "Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy", *The Economic Journal*, 110:C158-C175.
- Rosati F. y M. Rossi (2003). "Children's working hours y school enrollment: evidence from Pakistan y Nicaragua". *The World Bank Economic Review*, Washington D.C, 17:2:283-295.
- Schady N. y M. C. Araujo (2008). "Cash transfers, conditions, school enrolment y child work: evidence form a randomized experiment in Ecuador." Policy Research Working Paper Series 3930, Banco Mundial.
- Schultz, P. (2004). "School subsidies for the poor: evaluating the Mexican Progresa Poverty Program". *Journal of Development Economics*, 74:1:199-250.
- Skoufias E. y S. Parker (2001). "Conditional cash transfers y their impact on child work y schooling: evidence from the PROGRESA program in México." FCND DP No 123. IFPRI.
- Skoufias E. y S. Parker (2000). "The impact of PROGRESA on work, Leisure, y time allocation," IFPRI, Reporte final.

- Standing, G. (2008). "How cash transfers boost work y economic security." DESA Working Paper N° 580.
- Tabor S. (2002). "Assisting the Poor with Cash: Design y Implementation of Social Transfer Programs." Social Protection Discussion Paper 223. Social Protection Unit. Human Development Network. Banco Mundial.



## Anexo

**Cuadro A.1. Incidencia de la pobreza por grupo de edad. 1990-2008.**

<b>Año</b>	<b>0-5</b>	<b>6-12</b>	<b>13-17</b>	<b>0-17</b>	<b>18-64</b>	<b>Más de 65</b>	<b>Total</b>
1990	49.6	46.7	41.6	46.0	24.3	15.0	29.6
1991	41.1	39.8	33.0	38.0	19.1	9.7	23.3
1992	37.8	36.6	29.5	34.6	16.1	6.7	20.2
1993	32.5	31.2	26.7	30.1	13.4	5.5	16.9
1994	30.5	28.6	24.0	27.7	11.9	4.1	15.1
1995	34.3	32.1	25.9	30.9	14.0	5.0	17.3
1996	35.3	31.8	25.6	31.0	13.6	4.8	17.0
1997	36.1	30.3	25.6	30.7	14.1	4.8	17.1
1998	34.7	29.2	26.7	30.1	13.1	4.1	16.7
1999	32.9	29.2	23.4	28.4	12.4	3.4	15.7
2000	37.7	32.0	25.9	31.7	14.4	3.8	17.8
2001	38.3	35.4	27.7	34.0	15.3	3.9	18.8
2002	46.5	41.9	34.6	41.1	20.3	5.4	23.6
2003	56.5	50.2	42.8	49.8	27.8	9.7	30.9
2004	56.5	53.7	45.0	51.9	28.7	10.8	32.1
2005	54.1	51.0	42.8	49.4	25.8	9.2	29.4
2006	48.6	47.6	40.0	45.6	22.6	7.7	26.8
2007	46.4	46.5	39.7	44.5	21.3	6.9	25.8
2008	38.4	36.8	32.1	35.8	17.1	6.0	20.6

Fuente: Elaborado en base a encuestas continuas de hogares

**Cuadro A.2. Efectos en el mercado laboral. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento.**

Población y variable	RDD			DD	
	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática con controles	Efectos fijos individuales	DD con polinomio RD
<b>Varones</b>					
Participación en mercado laboral	0.0526 (0.0395)	0.0681 (0.0608)	0.0575 (0.0638)	0.0427 (0.0289)	0.0841 (0.0682)
	0.0104	-0.00128	-0.00143	-0.00177	-0.0196
Desempleo	(0.0238)	(0.0421)	(0.0400)	(0.0155)	(0.0291)
	0.0413	0.0672	0.0752	0.0444	0.104
Empleo	(0.0420)	(0.0661)	(0.0700)	(0.0300)	(0.0698)
	0.0782	2.262	1.536	-0.266	-0.391
Horas de trabajo	-1.457	-2.365	-2.092	-1.863	-3.913
<b>Mujeres</b>					
Participación en mercado laboral	0.0395 (0.0363)	0.0635 (0.0568)	0.0801 (0.0580)	0.00799 (0.0244)	-0.0424 (0.0567)
	-0.00518	-0.0625	-0.0690	0.00742	0.00217
Desempleo	(0.0269)	(0.0463)	(0.0478)	(0.0151)	(0.0352)
	0.0449	0.118	0.153	0.000575	-0.0271
Empleo	(0.0360)	(0.0554)**	(0.0559)***	(0.0238)	(0.0545)
	-0.00518	-0.0625	-0.0690	-0.894	-2.302
Horas de trabajo	(0.0269)	(0.0463)	(0.0478)	-1.974	-2.547
<b>Montevideo</b>					
Participación en mercado laboral	0.158 (0.0667)**	0.114 (0.0972)	0.0976 (0.0995)	0.0321 (0.0491)	0.219** (0.103)
	0.0494	0.0765	0.0849	-0.00394	0.0665
Desempleo	(0.0370)	(0.0464)*	(0.0475)*	(0.0261)	(0.0453)
	0.105	0.0164	0.00117	0.0360	0.152
Empleo	(0.0574)*	(0.0785)	(0.101)	(0.0477)	(0.103)
	1.847	-4.062	-2.789	4.197	4.371
Horas de trabajo	-3.885	-5.409	-5.461	-3.305	-5.957
<b>Interior</b>					
Participación en mercado laboral	0.0322 (0.0326)	0.0545 (0.0525)	0.0636 (0.0519)	0.0221 (0.0201)	-0.0307 (0.0461)
	-0.00408	-0.0603	-0.0802	0.00802	-0.0251
Desempleo	(0.0173)	(0.0317)*	(0.0370)**	(0.0116)	(0.0191)
	0.0362	0.109	0.146	0.0141	-0.00558
Empleo	(0.0300)	(0.0471)**	(0.0513)***	(0.0200)	(0.0458)
	-2.539	-6.275	-5.337	-1.534	-2.452
Horas de trabajo	-2.145	(3.336)*	-3.488	-1.489	-2.996

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

**Cuadro A.3. Efectos en el ingreso personal individual. Coeficientes de efectos marginales y desviación estándar de la variable de tratamiento (mayores de 20 años). Por sexo y región.**

Población	RDD			DD	
	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática con controles	Efectos fijos individuales	DD con polinomio RD
Total	-0.0778 (0.0823)	-0.125 (0.133)	0.0162 (0.112)	-0.00717 (0.0784)	-0.0860 (0.203)
Mujeres	-0.129 (0.108)	-0.110 (0.178)	-0.0219 (0.161)	-0.0561 (0.175)	-0.171 (0.392)
Varones	-2.03e-05 (0.112)	-0.0497 (0.182)	0.0607 (0.139)	0.0995 (0.213)	0.150 (0.493)
Montevideo	-0.145 (0.206)	-0.372 (0.305)	-0.300 (0.246)	0.465 (0.386)	-0.222 (0.301)
Interior	-0.0675 (0.0887)	-0.0415 (0.147)	0.0704 (0.127)	-0.0290 (0.143)	1402 (0.943)

Errores estándar robustos entre paréntesis, \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.  
Fuente: Elaborado en base a registro administrativo del PANES y segunda encuesta de seguimiento.

**Cuadro A.4. Tasas de asistencia escolar y condicionalidades**

Edad	Desconocimiento de condicionalidades	Conocimiento de condicionalidades
6	96.3	93.0
7	100.0	98.0
8	99.0	97.7
9	98.4	100.0
10	98.4	100.0
11	99.0	98.0
12	100.0	100.0
13	95.7	100.0
14	91.1	94.3
15	82.1	87.9
16	73.4	75.0
17	64.2	80.0

Fuente: Elaborado en base a segunda encuesta de seguimiento.

**Cuadro A.5. Número de observaciones. Cuadros 4 a 6**

	Especificación lineal (1)	Especificación cuadrática (2)	Especificación cuadrática con controles (3)	Efectos fijos individuales (4)	DD con polinomio RD (5)
<b>Cuadro 4</b>					
Edad 3-5	622	622	614	1243	1243
Edad 6-17					
Total	2.537	2.537	2.519	5073	5073
Niños	1.305	1.305	1.299	2609	2609
Niñas	1.232	1.232	1.220	2464	2464
Edad 6-13					
Total	1811	1811	1767	3621	3621
Edad 14-17					
Total	726	726	726	1452	1452
<b>Cuadro 5</b>					
Edad 6-17					
Total	2.537	2.537	2.519	5073	5073
Niños	1.305	1.305	1.299	2609	2609
Niñas	1.232	1.232	1.220	2464	2464
Edad 6-13					
Total	1811	1811	1767	3621	3621
Niños	928	928	917	1855	1855
Niñas	883	883	850	1766	1766
14-17					
Total	726	726	689	1452	1452
Niños	377	377	368	754	754
Niñas	349	349	321	698	698
<b>Cuadro 6</b>					
14-17					
Total	726	726	689	1452	1452
Niños	377	377	368	754	754
Niñas	349	349	321	698	698

**Cuadro A.6. Número de observaciones. Cuadros 7 y 8**

	Especificación lineal	Especificación cuadrática	Especificación cuadrática y controles	Efectos fijos individuales	DD con polinomio RD
<b>Cuadro 7</b>					
<b>Todos</b>					
Participación en mercado de trabajo	9792	9792	9792	14774	14774
Empleo	9792	9792	9792	14774	14774
Desempleo	9792	9792	9792	14774	14774
Horas de trabajo	9792	9792	9792	14774	14774
<b>PANES solicitantes</b>					
Actividad	2733	2733	2733	5466	5466
Empleo	2733	2733	2733	5466	5466
Desempleo	2733	2733	2733	5466	5466
Horas de trabajo	2733	2733	2733	5466	5466
<b>Cuadro 8</b>					
Ingreso laboral personal	16129	16129	16005	14774	14774
Ingreso del hogar	2791	2791	2733	5466	5466

**Cuadro A.7. Número de observaciones. Cuadro 9**

	2 <sup>da</sup> encuesta de seguimiento		DD (efectos fijos)	
	Sin variables de control	Con variables de control	Sin variables de control	Con variables de control
6-17	2.018	1.963	3.777	3.621
Varones	1.044	1.023	1.911	1.875
Niñas	967	938	1.734	1.680
6-13	1.424	1.340	2.685	2.604
14-17	594	581	1.092	1.017

Panel A.1. Gráficos RD de las variables de resultados en la línea de base.

