

ISSN: 1510-9305

**TRANSFERENCIAS DE INGRESOS Y ASISTENCIA
ESCOLAR. UNA EVALUACIÓN EX-ANTE DE
ESQUEMAS ALTERNATIVOS EN URUGUAY**

Verónica Amarante
Rodrigo Arim
Gioia de Melo
Andrea Vigorito

Diciembre de 2009

INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo

DT 06/09

Esta investigación fue financiada por la Poverty and Economic Policy Network (PEP) - Poverty Monitoring, Measurement and Analysis (PMMA). La versión en inglés del presente documento ha sido publicada en la serie *Poverty and Economic Policy Working Papers*.

TRANSFERENCIAS DE INGRESOS Y ASISTENCIA ESCOLAR. UNA EVALUACIÓN EX-ANTE DE ESQUEMAS ALTERNATIVOS EN URUGUAY

Verónica Amarante- Rodrigo Arim -Gioia de Melo- Andrea Vigorito*

Resumen

Este documento presenta una evaluación ex ante de los efectos de la reforma al régimen de asignaciones familiares implementado en 2008, analizando sus efectos sobre la asistencia escolar de los adolescentes, así como sus impactos sobre la pobreza, la desigualdad y la oferta laboral de los adultos.

Las estimaciones realizadas indican que la tasa de asistencia escolar de los adolescentes se podría incrementar entre seis y ocho puntos porcentuales como resultado del nuevo régimen. Este aumento en la asistencia denota un patrón progresivo pues afectaría principalmente a los jóvenes ubicados en hogares de ingresos más bajos. El programa también reduciría significativamente la indigencia y en menor medida la intensidad y severidad de la pobreza. El nuevo régimen tendría efectos menores en la incidencia de la pobreza y en los niveles de desigualdad de ingresos. Finalmente, la transferencia podría incidir en la oferta laboral de los adultos, aparejando una reducción de horas trabajadas del jefe de hogar y del cónyuge. Sin embargo, esta reducción no tendría efectos sobre los niveles de pobreza y desigualdad previamente estimados.

Palabras clave: evaluación de impacto, transferencias de ingreso condicionadas, asistencia escolar, pobreza, desigualdad

Abstract

This paper presents an ex-ante evaluation on the effects of the reform of Asignaciones Familiares, modified in 2008, on teenager school attendance, poverty, inequality and adult labor supply.

Our ex-ante estimated effects indicate that teenage school attendance rates might be increased between six and eight percent points as a result of the new program, and that this change in school attendance shows a progressive pattern, because it affects teenagers of the lower income households. The program also reduces significantly extreme poverty, and to a lesser extent, the intensity and severity of poverty. Effects on poverty incidence and inequality are of small magnitude. Finally, the transfer may influence adult labor supply, inducing a reduction of hours of work for household heads and spouses. This reduction, however, would not affect previously estimated levels of poverty and inequality.

Keywords: impact evaluation, conditional cash transfers, school attendance, poverty, inequality

JEL: I38 I32

* E-mail de contacto: andrea@iecon.ccee.edu.uy

Introducción.....	2
I. Asignaciones familiares: breve historia y régimen actual.....	3
I.1 Asignaciones Familiares	3
I.2 El nuevo régimen de Asignaciones Familiares	3
I.3. Escenario base	4
II. Pobreza, asistencia escolar y trabajo infantil previo a la reforma.....	4
III. El modelo de microsimulación	6
IV. Principales resultados	11
IV.1 Estimaciones de ecuaciones básicas.....	11
IV.2 Efectos potenciales en la asistencia escolar adolescente.....	16
IV.3. Efectos potenciales en la pobreza.....	20
IV.4 Efectos potenciales en la desigualdad	21
IV.5 Efectos potenciales en la oferta laboral de los adultos.....	22
V. Conclusiones.....	27
VI. Bibliografía.....	27
Anexo 1. Cuadros y gráficas	29
Anexo 2 Estimador Dogit.....	32

Introducción

El régimen de asignaciones familiares fue creado en 1942 como un programa de transferencias de carácter universal dirigido a los hijos menores de edad de trabajadores formales. Debido a restricciones fiscales en 1995 el programa se transformó en una prestación focalizada en los trabajadores de menores ingresos.¹ En 2004, tras la severa crisis económica, su cobertura fue expandida a hogares que no contribuían a la seguridad social, siempre que su ingreso no excediera el umbral de tres salarios mínimos nacionales.

Durante el periodo 2005-2008 se introdujo en Uruguay un ambicioso paquete de reformas, el Plan de Equidad, que abarcó el acceso al cuidado de la salud, el sistema tributario y el sistema de protección social. En este marco, en 2008 el régimen de asignaciones familiares fue significativamente modificado. El nuevo diseño expande el régimen no contributivo, extendiendo significativamente la red de protección social en los estratos de ingresos bajos. Sus principales objetivos consisten en aliviar la pobreza y promover la asistencia al sistema educativo, particularmente en la enseñanza secundaria ya que, en primaria, la asistencia es casi universal desde las primeras décadas del siglo XX.

Este estudio procura identificar el impacto de la reforma de esta transferencia condicionada en la asistencia escolar de adolescentes, la oferta laboral de los adultos, la pobreza y la desigualdad a través de una evaluación ex ante. Este ejercicio puede proporcionar insumos de utilidad para la política pública y en particular para subsiguientes mejoras del régimen. El trabajo se basa en la metodología desarrollada por Bourguignon *et al.* (2002) para evaluar el programa Bolsa Escola en Brasil.

En la primera parte de nuestro análisis, evaluamos el impacto del nuevo programa en la asistencia escolar, pobreza y desigualdad asumiendo que las asignaciones familiares sólo afectan el bienestar de los hogares a través de sus efectos en el comportamiento de los menores. Desarrollamos micros simulaciones sobre la asistencia escolar de los adolescentes considerando tres posibles escenarios de transferencia (el real y dos esquemas alternativos). Para analizar el impacto de la nueva transferencia sobre la pobreza y la desigualdad a nivel del hogar consideramos dos escenarios extremos adicionales: uno supone que la transferencia no ejerce ninguna influencia en la asistencia escolar; el otro, que como consecuencia de la transferencia todos los menores asisten a la escuela. Finalmente, analizamos los efectos del nuevo programa en la oferta laboral de los adultos.

En la sección I se describe brevemente la reforma al régimen de Asignaciones Familiares. En la sección II se presentan algunos indicadores de la situación de los menores en términos de pobreza y asistencia escolar y en la sección III se plantea la metodología a utilizar. En la sección IV se presentan los principales resultados. Finalmente, en la sección V se realizan comentarios finales. Se presenta información adicional en dos anexos.

¹ El umbral se estableció en 10 salarios mínimos nacionales.

I. Asignaciones familiares: breve historia y régimen actual

I.1 Asignaciones Familiares

El régimen de asignaciones familiares fue creado en 1942 como un programa de transferencias de ingresos dirigido a trabajadores formales con menores a su cargo. Siguiendo la legislación francesa, constituyó uno de los programas pioneros en América Latina. Para acceder a la prestación era necesario contribuir a la seguridad social y cumplir con los requisitos de asistencia escolar para menores entre 6 y 17 años. La prestación se otorgaba a adolescentes mayores de 15 años únicamente si éstos asistían a la educación secundaria. El valor del beneficio se estableció en 8% del salario mínimo nacional.

En 1995, debido a restricciones fiscales, la prestación perdió su carácter universal entre los trabajadores formales y se focalizó en los de menores ingresos. Más adelante, dos reformas realizadas en 1999 y 2004 crearon un subprograma focalizado en los hogares indigentes, eliminando el requisito de contribución a la seguridad social y fijando el valor de la transferencia en 16% del salario mínimo nacional. Si bien la percepción de la prestación era condicional a la asistencia escolar, los controles se flexibilizaron luego de la expansión de la cobertura en 2004 debido a problemas administrativos. Por otra parte, desde fines de 1990 se han realizado controles estrictos sobre el umbral de ingresos en base a registros de la seguridad social cada dos meses. Sin embargo, dado que la mayor parte de los nuevos beneficiarios eran trabajadores informales, estos controles resultan de escaso valor.

Los efectos de los regímenes anteriores de asignaciones familiares sobre la pobreza y la desigualdad no fueron significativos, debido al bajo monto de la prestación (Bucheli, 1997; Arim y Vigorito, 2006).

I.2 El nuevo régimen de Asignaciones Familiares

La reforma de 2008 mantiene el régimen contributivo de asignaciones familiares (con límite de ingresos desde 1995) y amplía la población objetivo del régimen no contributivo. Asimismo, introduce un indicador de vulnerabilidad socioeconómica que, junto a un umbral de ingresos, determina la elegibilidad.

Sus principales objetivos son contribuir al alivio de la pobreza e incentivar la asistencia al sistema educativo, particularmente en el grupo etario de 14 a 17 años donde las tasas de deserción son elevadas. A diferencia de la mayor parte de los programas de transferencias condicionadas en América Latina, que en general se establecen en estructuras institucionales específicas (CEPAL, 2006; Rawlings, 2004), el nuevo régimen de asignaciones familiares está enmarcado en el sistema de seguridad social.

La población objetivo del nuevo régimen de Asignaciones Familiares está compuesta por 500 mil menores que viven en hogares en condiciones de privación (50% de los menores de edad), independientemente del estatus contributivo de los adultos a cargo. Son elegibles los hogares cuyo ingreso per cápita se ubique por debajo de cierto umbral y presenten condiciones de vulnerabilidad socioeconómica (determinado a través de un índice de focalización). La prestación se otorga a menores de 18 años requiriéndose asistencia al sistema escolar a partir de los 6 años. La prestación mensual se paga de

preferencia a la mujer a cargo del menor, pero la designación del titular de cobro queda en manos del hogar.

El monto mensual de la transferencia aumentó significativamente con respecto a los valores vigentes en 2007. A su vez, el monto se incrementa cuando el menor asiste a educación secundaria. El beneficio en 2008 era de \$700 mensuales para el primer menor que asiste a primaria o menor de 6 años y de \$ 1000 para el primer menor que asiste a secundaria. A modo de evitar efectos indeseables sobre la fecundidad se emplea una escala de equivalencia de 0,6 a nivel del hogar. El beneficio total por hogar puede ser calculado como:

$$Bh = 700 \times (\text{menor18})^{0,6} + 300 \times (\text{menor18sec})^{0,6}$$

Donde *menor18* es el número de menores del hogar y *menor18sec* el número de menores que asisten a secundaria. El valor de la transferencia se ajusta con la evolución del índice de precios al consumo simultáneamente con el ajuste de las remuneraciones de los funcionarios públicos.

1.3. Escenario base

Nuestras simulaciones están basadas en microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) de 2006. Durante ese año algunos hogares estaban percibiendo el Ingreso Ciudadano otorgado por el Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social. Como primer paso de nuestro análisis simulamos un escenario base que refleja la situación que tendría lugar en caso en que el Ingreso Ciudadano fuera eliminado. La opción de este escenario base se debe a la naturaleza transitoria de dicha transferencia de ingresos. De este modo, el escenario base incluye al régimen previo de asignaciones familiares y excluye el Ingreso Ciudadano. De esta manera, se intenta aislar el impacto del nuevo régimen de asignaciones familiares.

II. Pobreza, asistencia escolar y trabajo infantil previo a la reforma

Los hogares con menores constituyen el grupo que experimenta la mayor privación económica en Uruguay. Varios estudios han señalado que este fenómeno está estrechamente vinculado con la creciente desigualdad salarial y con el creciente desempleo que afectó a trabajadores no calificados en la década de los noventa (PNUD, 2005; Amarante *et al.*, 2004). En tanto, la mejor situación de los adultos mayores está vinculada al sistema de pensiones casi universal establecido en Uruguay desde 1950 y a la reforma constitucional de 1989 que indexó las pasividades a la evolución del índice medio de salarios.

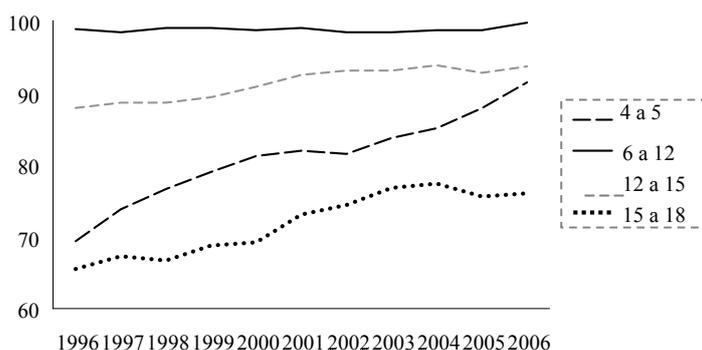
Hasta 2008 una proporción significativa de los menores de 18 años perteneciente a hogares bajo la línea de pobreza no percibía la asignación familiar no contributiva dado que el umbral de ingresos de la misma se ubicaba muy por debajo de la línea de pobreza.

Por otra parte, a mediados de la década de 1990 se inició una reforma del sistema educativo con tres objetivos principales: expandir la cobertura a niños de entre 3 y 5 años, incrementar la asistencia a la educación secundaria e incrementar el número de

horas de asistencia en primaria. Como resultado, la asistencia de niños de 4 y 5 años se incrementó significativamente (Grafica 1).

La asistencia a la educación primaria ha sido casi universal en Uruguay desde las primeras décadas del siglo XX. La tasa de repetición constituye un severo problema particularmente en primer año, donde las tasas están estancadas en torno a 25%, y concentradas principalmente en niños de los sectores de bajos ingresos.

Grafica 1. Tasa de asistencia escolar según grupo etario. 1996-2006



Uno de los principales problemas del sistema educacional uruguayo radica en la educación secundaria, donde las tasas de deserción se mantienen elevadas desde la década de 1980. Como consecuencia, los años promedio de educación de los adultos se encuentran estancados en 8,6 y los logros tempranos de Uruguay en esta materia fueron superados por otros países latinoamericanos (PNUD, 2008).

La deserción está concentrada en estratos de ingresos bajos y afecta principalmente a varones, que también presentan mayores tasas de participación en el mercado laboral (Bucheli y Casacuberta, 2000).² Este persistente problema es una de las motivaciones de la reforma de las asignaciones familiares y en particular del incremento del monto en el caso de los menores que asisten a educación secundaria.

La deserción escolar obedece en parte a la falta de ingresos. Además, como sugieren algunos autores (véase Bucheli y Casacuberta 2000), la decisión de estudiar y trabajar es probablemente una decisión conjunta. El cuadro 1 presenta información para adolescentes entre 14 y 17 años. El tramo etario se eligió en función de la problemática del sistema educativo y en virtud de que la encuesta de hogares recolecta información sobre el mercado laboral para individuos de 14 y más años. Es decir que no es posible identificar la situación laboral de los menores de 14, salvo a través de módulos sobre trabajo infantil, llevados a cabo muy esporádicamente. El desempeño educativo de los adultos residentes en hogares pobres e indigentes es marcadamente inferior que el del promedio. La ascendencia afro es sustancialmente mayor en menores provenientes de estratos de bajos ingresos. Esto no ha sido analizado en el contexto de estudios de pobreza pero es relevante en la medida en que indica situaciones de notoria desigualdad y podría obedecer a discriminación.

² Durante la crisis de 2002 la tasa de asistencia en secundaria creció.

Cuadro 1. Características socioeconómicas de adolescentes entre 14 y 17 años por grupo de ingreso. 2006

	Años de educ. de los adultos del hogar	Ingreso per cápita mensual (pesos)	% de ascendencia afro	Beneficiarios de Asig. Familiares	Estudia	Estudia y trabaja	Sólo trabaja	No estudia ni trabaja
Hogares pobres	6.94	1943	18.5%	70%	62%	5%	9%	24%
Primer quintil de ingresos	6.48	1012	23.2%	72%	60%	5%	9%	26%
Hogares indigentes	6.41	966	27.3%	57%	52%	5%	9%	34%
Total de hogares	8.65	5534	11.3%	62%	74%	3%	6%	15%

Fuente: estimaciones propias en base a la encuesta de hogares y proyecciones de población.

El porcentaje de menores que no asisten al sistema escolar ni trabajan es sorprendentemente elevado, alcanzando 24% en hogares pobres y 34% en hogares indigentes. Con el fin de ahondar en las características de este grupo se analizó la información contenida en un módulo de trabajo infantil de la ENHA relevado durante el primer trimestre de 2006. Este módulo recaba información sobre trabajo remunerado y doméstico para menores entre 6 y 17 años. De este modo, el estatus laboral de los menores entre 14 y 17 años puede ser clasificado utilizando dos criterios: el tradicional empleado para población en edad de trabajar y otro basado en este módulo.

El cruce de estos criterios indica que gran parte de los menores entre 14 y 17 años clasificados dentro del grupo que “no estudia ni trabaja” según el criterio tradicional, efectivamente trabaja desempeñando tareas domésticas (44%). Como era esperable, la incidencia de las tareas domésticas en el grupo que no estudia ni trabaja es considerablemente mayor en la mujeres que en los varones (62,5% y 26,5%, respectivamente) (Cuadro A.2). Esta evidencia es consistente con estudios disponibles para otros países que señalan que las preguntas tradicionales sobre actividad laboral dirigidas a la población en edad de trabajar no captan el trabajo adolescente de forma adecuada.

Esta evidencia de la existencia de trabajo doméstico entre aquellos que no estudian ni trabajan es importante en lo que refiere a la simulación de contrafactuales. Desafortunadamente, es difícil valorar el trabajo doméstico ya que los microdatos no incluyen información sobre tareas específicas, periodicidad y horas de trabajo, entre otros aspectos. Como se señalará más adelante, en las simulaciones el costo de oportunidad para estos menores corresponderá a los salarios de mercado predichos.

III. El modelo de microsimulación

Si bien predecir el impacto de programas sociales es un desafío de larga data para los economistas, el desarrollo de técnicas como las microsimulaciones aplicadas a políticas sociales es relativamente reciente. La creciente preocupación por los impactos en materia de pobreza y desigualdad de las políticas sociales ha conducido a la extensión de esta metodología, que permite explotar la información contenida en grandes bases de datos como las encuestas de hogares. Si bien la literatura sobre evaluaciones ex post de programas de transferencias condicionadas es abundante, el análisis ex ante no ha sido

una practica común. La evaluación ex ante del programa Bolsa Escola en Brasil (Bourguignon, Ferreira y Leite, 2002) constituye un antecedente muy difundido y una referencia metodológica clave para este estudio.

Las microsimulaciones pueden basarse en modelos estructurales o pueden derivar de la estimación de ecuaciones reducidas que están indirectamente vinculadas a un modelo teórico. El primer enfoque es difícil de implementar ya que generalmente aparece problemas econométricos y es muy exigente en términos de requerimientos de datos. Este estudio sigue el segundo enfoque. Es importante tener claro que las estimaciones proporcionadas no contemplan efectos de equilibrio general, proporcionando únicamente efectos parciales. En el caso de programas de gran dimensión, como en el caso de este estudio, ello puede constituir una importante limitación.

Siguiendo a Bourguignon, Ferreira y Leite (2002) (BFL de ahora en adelante) se consideran dos dimensiones como endógenas en un primer paso: la oferta laboral de menores y la asistencia escolar. En un segundo paso, este estudio se aparta de BFL y analiza la respuesta comportamental de la oferta laboral de los adultos. La composición familiar y las decisiones reproductivas son consideradas exógenas e independientes de la transferencia condicionada. En lo que sigue se considera el modelo de análisis del comportamiento individual para cada dimensión endógena.

Dado que uno de los objetivos del programa es fomentar la asistencia escolar, y considerando que la asistencia a la educación primaria es casi universal, el análisis del impacto sobre la asistencia escolar se concentra en los cambios en el comportamiento de los menores entre 14 y 17 años. La oferta laboral infantil ha sido estudiada teóricamente (por ejemplo Grootaert y Kanbur, 1995) y ha sido ampliamente analizada en investigaciones aplicadas (véase, por ejemplo, Ravallion y Wodon, 2000; Arat, 2002; y Chakraborty y Das, 2005). Siguiendo a BFL, este estudio desarrolla un modelo de opción discreta donde el menor decide si estudiar, trabajar o realizar ambas actividades. Esta especificación es apropiada para países en desarrollo donde es común que menores en este tramo etario desarrollen ambas actividades.

La decisión de asistencia escolar es tomada a nivel del hogar y puede ser modelada como una variable discreta S_i .³

$S_i=0$ si i no asiste al sistema educativo
 $S_i=1$ si i trabaja y asiste al sistema educativo
 $S_i=2$ si i asiste al sistema educativo y no trabaja

BFL estiman un modelo multinomial para esta decisión con cada i representando una elección óptima según:

$$S_i=k \text{ si } S_k(.) > S_j(.) \quad \text{para todo } j \neq k \quad (1)$$

La decisión de asistencia es una función de un conjunto de variables:

³ En este marco no se considera por separado a aquellos menores que no trabajan ni asisten al sistema educativo. Para poder diferenciarlos la variable de elección tendría que haber tomado cuatro valores y ello podría haber generado problemas en la estimación econométrica.

$$S_j(X_i, H_i, Y_{ij}, v_{ij}) \quad (2)$$

donde X_i representa las características específicas del individuo i (edad, sexo, años de educación, etc.), H_i representa las características del hogar (tipo de hogar, educación de los padres, etc.), Y_{ij} representa el ingreso total del hogar al decidir j y v_{ij} es el término de error (iid).

El ingreso del hogar es la suma del ingreso del menor (y_{ij}) y del ingreso de los demás miembros del hogar (Y_{-i}). El conjunto de variables X_i e H_i pueden ser combinadas en Z_i , y la linearización del modelo se transforma en una representación de utilidad aleatoria para el hogar del menor i bajo la opción de asistencia j :⁴

$$U_{ij} = \gamma_j Z_i + \alpha_j (Y_{-i} + y_{ij}) + v_{ij} \quad (3)$$

Suponiendo que los ingresos potenciales del menor i son observables (w_i), la contribución del menor al ingreso del hogar, y_{ij} , equivale a:

$$y_{i0} = K w_i \quad (4)$$

$$y_{i1} = M y_{i0} = M K w_i \quad (5)$$

$$y_{i2} = D y_{i0} = D K w_i \quad (6)$$

Esta modelización implica que si el menor sólo trabaja y no asiste al sistema educativo ($S_i=0$) obtiene una fracción K de sus potenciales ingresos, si trabaja y asiste al sistema educativo ($S_i=1$), obtiene una fracción MK de sus potenciales ingresos, y si sólo asiste al sistema educativo ($S_i=2$) puede colaborar con las tareas domésticas del hogar por una fracción DK de sus ingresos laborales potenciales. Esta última ecuación implica incluir la contribución de los menores al ingreso del hogar a través del trabajo doméstico.

Suponiendo que los ingresos, w_i , se determinan en línea con un modelo estándar de capital humano, pueden ser modelados como:

$$\log w_i = \delta X_i + m \cdot 1\{S_i = 1\} + u_i \quad (7)$$

donde X_i es el conjunto de características individuales, u_i es un término aleatorio que representa determinantes inobservables de los ingresos, y el segundo término (función indicatriz 1) refleja que los ingresos de un menor bajo la opción $S_i=1$ pueden ser inferiores, ya que parte del tiempo es destinado a asistir al centro educativo.

Combinando estas ecuaciones, la representación en términos de utilidad del hogar del menor i bajo cada opción de escolaridad se expresa como:

$$U_{i0} = \gamma_0 Z_i + \alpha_0 Y_{-i} + \beta_0 w_{i0} + v_{i0} \quad (8)$$

$$U_{i1} = \gamma_1 Z_i + \alpha_1 Y_{-i} + \beta_1 w_{i1} + v_{i1} \quad (9)$$

$$U_{i2} = \gamma_2 Z_i + \alpha_2 Y_{-i} + \beta_2 w_{i2} + v_{i2} \quad (10)$$

⁴ Si bien una función de utilidad lineal es más fácil de emplear y puede ser tratada empíricamente sobre la base de modelos de elección discreta, su adopción implica asumir una conducta neutral al riesgo.

$$\text{con } \beta_0 = \alpha_0 K; \beta_1 = \alpha_1 MK; \beta_2 = \alpha_2 DK. \quad (11)$$

De este modo se obtiene un modelo de simulación completo. Si se supone que los errores se distribuyen exponencialmente, este modelo se convierte en un *logit* multinomial y el tipo de ocupación de un menor seleccionado por el hogar i es:

$$j^* = \text{Arg max } [U_i(j)] \quad (12)$$

El modelo puede ser empleado para analizar el efecto de un cambio exógeno en el ingreso del hogar bajo las opciones de asistencia $j=1, 2$. Lo que resta es obtener estimaciones para α , β , γ y v_{ij}

Como en un modelo de elección discreta, los coeficientes son identificados únicamente respecto a una opción ($\alpha_j - \alpha_0$; $\beta_j - \beta_0$; $\gamma_j - \gamma_0$), por lo que es necesario identificar los tres componentes (Ej.: α_0 , α_1 y α_2) siempre y cuando la transferencia de ingresos sea dependiente del estado, implicando que el ingreso es asimétrico entre alternativas. Si se nombra $\hat{\alpha}_j$ y \hat{b}_j a los coeficientes estimados por el modelo multinomial, entonces:

$$\alpha_1 - \alpha_0 = \hat{\alpha}_1 \quad (13)$$

$$\alpha_2 - \alpha_0 = \hat{\alpha}_2 \quad (14)$$

$$\alpha_1 MK - \alpha_0 K = \hat{b}_1 \quad (15)$$

$$\alpha_2 DK - \alpha_0 K = \hat{b}_2 \quad (16)$$

BFL proponen dar un valor arbitrario a K o a D . Esta estrategia permite identificar a todos los parámetros, ya que M es identificado a partir de la ecuación de ingresos. Su supuesto de identificación es que $K=1$, implicando que los menores que trabajan remuneradamente y no asisten al sistema educativo no tienen producción doméstica. De este modo, las estimaciones pueden ser transformadas en los parámetros estructurales del modelo:

$$\alpha_1 = \frac{\hat{\alpha}_1 - \hat{b}_1}{1 - M} \quad (17)$$

$$\text{y } \alpha_2 = \alpha_1 + \hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1 \quad (18)$$

Para cada i se espera que el conjunto de residuos v_{i0} , v_{i1} y v_{i2} pertenezca a un determinado intervalo, tal que dadas las estimaciones de los parámetros y las características individuales, resulte consistente con la elección verdadera. Por ejemplo, si la observación i ha elegido 1, debe ocurrir que:

$$Z \gamma_1 + Y_{-i} \hat{\alpha}_1 + \hat{b}_1 w_i + (v_{i1} - v_{i0}) > \text{Sup} [0, Z \gamma_2 + Y_{-i} \hat{\alpha}_2 + \hat{b}_2 w_i + (v_{i2} - v_{i0})] \quad (19)$$

Los términos de error $v_{ij} - v_{i0}$ deben satisfacer esta desigualdad.

Además es preciso estimar los ingresos potenciales de cada menor, w_i . En línea con BFL, los errores aleatorios u_i para los adolescentes que trabajan se generarán empleando

la distribución generada por los residuos de la estimación OLS. El potencial sesgo de selección en la estimación de las ecuaciones de ingresos no se corrigió, dado que no se encontraron instrumentos adecuados.

Una vez que el modelo está completamente identificado, se puede simular el impacto de la transferencia. Asumiendo que el monto de la transferencia es T_i e incorporando la prueba de medios (el hogar es elegible si el ingreso del hogar no es superior a Y^0), el modelo supone elegir la alternativa que maximiza la utilidad de los tres casos condicionales:

$$U_{i0} = \gamma_0 Z_i + \alpha_0 Y_{-i} + \beta_0 w_{i0} + v_{i0} \quad (20)$$

$$U_{i1} = \gamma_1 Z_i + \alpha_1 Y_{-i} + \beta_1 w_{i1} + v_{i1} \quad \text{si } Y_{-i} + M w_i > Y^0 \quad (21)$$

$$U_{i1} = \gamma_1 Z_i + \alpha_1 (Y_{-i} + T) + \beta_1 w_{i1} + v_{i1} \quad \text{si } Y_{-i} + M w_i \leq Y^0 \quad (22)$$

$$U_{i2} = \gamma_2 Z_i + \alpha_2 (Y_{-i}) + \beta_2 w_{i2} + v_{i2} \quad \text{si } Y_{-i} > Y^0 \quad (23)$$

$$U_{i2} = \gamma_2 Z_i + \alpha_2 (Y_{-i} + T) + \beta_2 w_{i2} + v_{i2} \quad \text{si } Y_{-i} \leq Y^0 \quad (24)$$

Este marco general puede ser empleado para evaluar los efectos de un cambio en el monto de la transferencia si se modifica la prueba de medios. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la decisión de asistencia se ve reflejada de modo simplificado dado que se trabaja en base a los siguientes supuestos (BFL, 2002):

- 1) El problema de la presencia de más de un menor en el hogar y de la simultaneidad en la decisión que ello implica no es considerado. Así, se supone que todos los hogares tienen un hijo desde el punto de vista comportamental, por lo que no se introduce un tope de transferencias por hogar.
- 2) Los hogares se comportan como una unidad y se supone que comparten un fondo común de ingresos. No se tiene en cuenta cómo se toma la decisión de asignación de tiempo a diversas actividades para el menor.
- 3) La decisión de asistencia es tomada con posterioridad a la decisión ocupacional de los adultos.
- 4) Los ingresos de los miembros no menores también son exógenos ya que no están afectados por la presencia de la transferencia.⁵ En relación a este aspecto, este estudio modela la oferta laboral de los adultos y su respuesta a diferentes escenarios de transferencia.
- 5) La estructura del hogar es exógena.
- 6) Los efectos ingreso de corte transversal estimados empleando una encuesta de hogares coinciden con los efectos ingreso que aparejará el programa en estudio. Ello implica que los efectos de ingreso a través del tiempo, para un agente dado, son equivalentes a efectos de ingreso de corte transversal.

El primer y segundo supuesto resultan muy restrictivos para el propósito de este estudio, considerando el esquema de transferencias bajo análisis, por lo que se introdujeron modificaciones a la metodología original. El diseño de la transferencia de ingresos que se analiza implica escalas de equivalencia y, por tanto, las decisiones que involucren a un menor en hogares con más de un menor pueden afectar a los otros menores del

⁵ BFL argumentan que suponer que la prueba de medios no afecta la oferta laboral de los adultos del hogar no es necesariamente restrictivo si la prueba de medios está basada en un índice de focalización que aproxima el ingreso permanente y no el ingreso corriente.

hogar. Ello puede representar un factor importante en el proceso de decisión. En este estudio se supone que todos los niños elegibles menores de 14 años reciben la transferencia. Este es un supuesto razonable ya que la mayor parte de los niños entre 6 y 13 años cumplen con la condición de asistencia. Para los menores de entre 14 y 17 años se considera la contribución marginal de cada menor al ingreso total tomando en cuenta la decisión de cada uno en forma separada.

Asimismo se estiman las respuestas comportamentales de la oferta laboral de los adultos en un intento de levantar los supuestos tres y cuatro. Los principales resultados se presentan en la próxima sección. Otra diferencia con la metodología empleada por BFL es que se estima un modelo logit en lugar de un logit multinomial.

IV. Principales resultados

En esta sección se describen los resultados obtenidos en la estimación de las ecuaciones de base (IV.1) para luego centrarse en los cambios en la asistencia escolar obtenidos de la microsimulación (IV.2), así como los efectos sobre la pobreza (IV.3) y la desigualdad (IV.4). Se analizan luego los potenciales efectos de la reforma en la oferta laboral (IV.5).

Las simulaciones están basadas en microdatos de la ENHA 2006 que recaba información de 85.316 hogares en áreas urbanas y rurales.

IV.1 Estimaciones de ecuaciones básicas

Para simular el impacto de la reforma en la pobreza, la desigualdad y la asistencia escolar se estimó una ecuación de ingresos y un modelo de elección binaria que predice la probabilidad de que un menor estudie y/o trabaje (Cuadro 2).

La estimación de la ecuación de ingresos es necesaria para obtener el parámetro M y así llevar a cabo la microsimulación y predecir los ingresos potenciales que son incorporados a la ecuación de decisión de asistencia. Al igual que en el caso de BFL, se realizaron algunos intentos de corregir el riesgo de selección pero no se encontró un instrumento apropiado.

La variable dependiente es el logaritmo de los ingresos mensuales. Se incluyen como variables explicativas la región, el sexo, niveles de educación y una variable binaria que indica si el menor estudia y trabaja. Adicionalmente, se incluyen variables binarias indicando edades simples. Si bien nuestro grupo de interés está restringido a los jóvenes de 14 a 17, la ecuación de ingresos fue estimada para personas entre 14 y 20 años con el objetivo de mejorar su poder explicativo. Se probaron otras especificaciones como regresiones cuantílicas pero las estimaciones presentaron un menor poder explicativo (bondad de ajuste) que las estimaciones OLS, por lo que se mantuvo la estimación OLS.

Cuadro 2. Estimación de ecuación de ingresos. Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual. Trabajadores entre 14 y 20 años.

Variablen	Coefficiente	Estadístico T
Región 2: localidades de 5000 y más habitantes excepto Montevideo	-0.074	(2.69)**
Región 3: localidades urbanas de menos de 5000 habitantes	0.084	(2.37)*
Región 4: área rural	0.140	(4.45)**
Sexo (0=femenino; 1=masculino)	0.396	(16.49)**
Edad= 15	0.230	(2.67)**
Edad= 16	0.423	(5.32)**
Edad= 17	0.565	(7.40)**
Edad= 18	0.710	(9.23)**
Edad= 19	0.872	(11.41)**
Edad= 20	0.983	(12.91)**
Educación secundaria	0.175	(6.38)**
Escuela técnica (UTU)	0.051	(1.25)
Educación terciaria	-0.057	(0.91)
Grupo de ascendencia étnico/racial (blanco=0; afro=1)	-0.126	(3.80)**
Ingreso promedio (por localidad censal)	0.489	(10.86)**
Estudia y trabaja=1	-0.455	(9.81)**
Constante	2488	(6.41)**
Observaciones	6097	
R-cuadrado	0.21	

Estadísticos t robustos en paréntesis. *significativo al 5%; ** significativo al 1%

Fuente: estimaciones propias en base a la ENHA.

Las variables regionales se clasifican en: Montevideo (omitida), localidades urbanas de más de 5000 habitantes, localidades urbanas de menos de 5000 habitantes y áreas rurales. Los ingresos de los adolescentes en localidades urbanas de más de 5000 habitantes son menores a los de aquellos que viven en las demás regiones. Los menores que viven en zonas rurales obtienen mayores ingresos controlando por las demás variables, lo que probablemente refleje un mayor número de horas trabajadas.

En línea con lo señalado por otros estudios que analizan la brecha de género en ingresos de adultos, los ingresos de los varones son aproximadamente 40% superiores que los de las mujeres. Esta diferencia puede deberse tanto a diferencias en los ingresos por hora como a diferencias en la cantidad de horas trabajadas. Como es esperable, la edad tiene un efecto no lineal y creciente en los ingresos.

Se incluyeron variables binarias indicando el máximo nivel de educación alcanzado considerando primaria o menos (omitida), educación secundaria, UTU, y educación terciaria. Los signos indican un patrón diferente al observado en ecuaciones de ingresos para adultos, ya que los ingresos de jóvenes que no completaron secundaria son mayores que los demás grupos. UTU y educación terciaria no presentan diferencias significativas con la variable omitida. En el caso de la educación terciaria esto puede estar relacionado al hecho que aquellos que asisten a educación terciaria tienden a trabajar a tiempo parcial, especialmente en este tramo etario.

El tener ascendencia afro reduce los ingresos en aproximadamente 12%. Como se señaló al comienzo de este estudio, la proporción de ascendencia afro entre los menores en hogares bajo la línea de pobreza de 14 a 17 años es de 27% y la cifra es similar si se considera el tramo etario de 14 a 20 años.

Por último, se incluye una variable binaria que refleja la asistencia actual a un centro educativo. La misma es significativa y presenta el signo esperado, sugiriendo que la mayor parte de las diferencias en ingresos obedecen a la cantidad de horas trabajadas.

El siguiente paso consistió en obtener los ingresos predichos para menores entre 14 y 17 años computando la parte observada de la predicción y obteniendo los residuos correspondientes. Los residuos fueron obtenidos a través de sucesivos *bootstraps* de la ecuación de ingresos hasta obtener el número de casos de edades entre 14 y 17 años contenidos en la muestra (17.698). Estos residuos fueron unidos aleatoriamente a las observaciones de cada joven.

Posteriormente se estimó un modelo logit multinomial considerando tres situaciones distintas: el joven no estudia (0), el joven estudia y no trabaja (1), el joven estudia y trabaja (2). Se estimaron ecuaciones para varones y mujeres por separado alcanzando un ajuste razonable.⁶

La potencial desventaja de los modelos multinomiales es que los mismos suponen independencia de las alternativas irrelevantes (Hausman y McFadden, 1984). En el contexto del modelo estimado en este estudio, ello implica que la probabilidad de elegir 'estudia' en relación a 'trabaja', es independiente de la posibilidad de 'estudia y trabaja'. Los resultados del test de Hausman indican que la hipótesis nula no fue rechazada y que por tanto la estimación multinomial resulta inadecuada.⁷ Siguiendo a Harris y Duncan (2002) se estima un modelo dogit (véase Anexo 2) que es compatible con la función de utilidad asumida en la sección II pero que no requiere el supuesto de irrelevancia de alternativas (Cuadro 3).

Las variables explicativas incluyen características individuales y del hogar. El ingreso fue incluido empleando dos variables distintas: la primera refleja el ingreso per cápita del hogar excluyendo los ingresos del menor e indica un efecto positivo de ambos grupos respecto al omitido. No se encuentran diferencias significativas según sexo. La segunda variable es la predicción de ingreso potencial del joven obtenida en la primera ecuación. La estimación indica una relación negativa entre la probabilidad de estudiar, o de estudiar y trabajar respecto a no estudiar. Las diferencias según sexo son menores.

El nivel educativo de los adultos es captado por el promedio de años de educación y está correlacionado positivamente con únicamente estudiar y con estudiar y trabajar, indicando un efecto adicional al del ingreso. Se observan diferencias entre varones y mujeres en el grupo 2 en el que el coeficiente de las mujeres es el doble del de los varones. Esta diferencia podría estar reflejando que la opción de trabajar y estudiar en las mujeres está asociada con hogares que presentan un mayor nivel educativo (aunque menor que el grupo 1) en relación al grupo omitido, mientras que en el caso de los varones la diferencia no es clara. El número de años de educación completados por el

⁶ Aquellos que ni estudian ni trabajan están incluidos en el primer grupo.

⁷ Los resultados de la estimación multinomial y del test de Hausman correspondiente se exhiben en el cuadro A.3.

joven está positivamente correlacionado con la probabilidad de pertenecer al grupo 1 o 2. Los coeficientes son mayores para las mujeres en ambos grupos.

Asimismo, se constató una relación negativa con el tamaño de la familia. Por otra parte, el número de orden o rango del joven en relación a sus hermanos muestra una relación positiva con la asistencia actual a un centro educativo: cuanto mayor el número de rango de un joven, mayor es la probabilidad de estudiar. Las variables binarias regionales resultaron significativas para el grupo 1 tanto para los varones como para las mujeres.

Cuadro 3. Resultados de la estimación dogit. Menores entre 14 y 17 años

Variables	Varones						Mujeres					
	Estudia (1)			Estudia y trabaja (2)			Estudia (1)			Estudia y trabaja (2)		
	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z
Ingreso per cápita del hogar	0,00003	0,0000	0,0	0,00001	0,0000	0,0	0,00004	6,0E-06	0,0	0,00002	0,0000	0,0
Ingreso predicho del menor	-0,0002	0,0000	0,0	-0,0007	0,0001	0,0	-0,00022	3,8E-05	0,0	-0,0007	0,0001	0,0
Educación promedio de adultos	0,1358	0,0190	0,0	0,0148	0,0284	0,6	0,13609	2,3E-02	0,0	0,0728	0,0300	0,0
Logaritmo del tamaño del hogar	-0,7575	0,1210	0,0	-0,6078	0,2020	0,0	-1,05103	1,3E-01	0,0	-0,4483	0,2000	0,0
Años de educación del menor	1,0944	0,0544	0,0	1,2820	0,0740	0,0	1,11941	5,5E-02	0,0	1,2825	0,0700	0,0
Ranking del menor	1,1029	0,1115	0,0	0,8493	0,1992	0,0	1,17321	1,2E-01	0,0	0,6822	0,2000	0,0
Región 2	-0,2258	0,0931	0,0	-0,1637	0,1570	0,3	-0,03670	1,0E-01	0,7	0,1271	0,2000	0,4
Región 3	-0,6684	0,1601	0,0	-0,3613	0,2565	0,2	-0,15429	1,8E-01	0,4	-0,1769	0,3000	0,6
Región 4	-1,0844	0,1778	0,0	-0,0139	0,2565	1,0	-0,69912	1,8E-01	0,0	-0,4977	0,3000	0,1
Constante	-8,6763	0,4724	0,0	-10,7770	0,7189	0,0	-8,82941	5,2E-01	0,0	-12,1460	0,7000	0,0
Estadístico de Wald	541,2						547,938					
Observaciones	8919						8779					

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

Una vez que las ecuaciones fueron estimadas, se computan los parámetros α_0 , α_1 y α_2 , M , K y D en función de la fórmula presentada en la sección anterior (Cuadro 4). Los parámetros M son similares para ambos sexos.

Cuadro 4. Parámetros		
	Varones	Mujeres
α_1	0,00187	0,00205
α_1	0,00190	0,00208
α_2	0,00189	0,00207
M	0,63433	0,63433
D	0,87057	0,87817
K (por supuesto)	1	1

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

Tomando como base estos parámetros se computaron los diferenciales en la utilidad del joven de no estudiar, sólo estudiar y estudiar y trabajar, obteniéndose los cambios predichos en la asistencia escolar. Para obtener las predicciones finales los residuos se obtuvieron aleatoriamente de una distribución Gumbell. Tal como se mencionó en III, los residuos fueron elegidos para ser consistentes con la decisión real del joven en el punto de partida (ecuación 19).

Como se dijo antes, las evaluaciones de impacto ex ante pueden proveer una idea del efecto que generará el programa una vez implementado. Los resultados presentados en las siguientes secciones debieran ser interpretados desde esta perspectiva. Una vez que estén disponibles resultados de una evaluación de resultados ex post, la comparación de los mismos dará una medida de la validez las estimaciones aquí realizadas.

IV.2 Efectos potenciales en la asistencia escolar adolescente

Para microsimular el impacto en la asistencia se consideraron tres escenarios que involucran costos similares. En cada caso, los resultados fueron comparados con la simulación de base que no incluye el Ingreso Ciudadano. Si bien la nueva asignación esta dirigida a menores de 18 años en general, el análisis que se presenta se basa en la asistencia de los adolescentes a los centros educativos, ya que la asistencia en primaria es casi universal y la tasa de deserción en secundaria ronda el 40%.

El Escenario 1 representa el régimen de asignaciones familiares recientemente implementado. El Escenario 2 considera una transferencia per cápita de \$400 para menores entre 0 y 12 años y \$900 para aquellos entre 13 y 17 años. El objetivo de esta alternativa es evaluar el impacto de la escala de equivalencia que se incorpora en el escenario 1 e incrementar la prima para los menores que asisten a educación secundaria en relación al Escenario 1. El Escenario 3 considera un monto per cápita de \$500 para todos los menores con el objetivo de evaluar el impacto de eliminar el incentivo adicional de asistir a educación secundaria (Cuadro 5).

Cuadro 5. Diferentes diseños del régimen de Asignaciones Familiares	
Escenario 1	$Bh = 700\$.(\text{menor}18)^{0.6} + 300\$.(\text{menor}18\text{sec})^{0.6}$
Escenario 2	$Bh = 400\$.(\text{menor}18) + 900\$.(\text{menor}18\text{sec})$
Escenario 3	500 \$ por menor
Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.	

Comparado con el escenario base, todos los escenarios indican un incremento considerable en la asistencia escolar (Cuadro 6). El cambio en las tasas de asistencia de menores que asisten y no trabajan varía entre 6 y 8 puntos porcentuales, siendo mayor para las mujeres que para los varones. Como las tasas de asistencia de las mujeres eran mayores que las de los varones antes de la implementación de la reforma, la brecha se amplía con la transferencia. Comparado con la situación real en 2006, el incremento en la asistencia es de entre 1 y 3 puntos porcentuales. Ello indica que la eliminación del Ingreso Ciudadano y la implementación de las nuevas asignaciones familiares tiene un efecto neto positivo (si bien moderado) en la asistencia escolar.

El Escenario 2, que consiste en una mayor transferencia per cápita para menores en educación secundaria y que no incluye escalas de equivalencia, genera mejores resultados en términos de asistencia escolar, si bien las diferencias entre los tres escenarios son moderadas.

El modelo no permite estimar cambios en la condición laboral de los menores. En este marco el grupo omitido incluye a todos los menores que actualmente no estudian independientemente de su condición laboral.

Cuadro 6. Estado predicho según escenario												
Escenario	Estudia (1)			Estudia y trabaja (2)			No estudia (0)			Asistencia (1+2)		
	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total
2006	69,6	79,3	74,4	5,9	3,6	4,8	24,5	17,1	20,8	75,5	82,9	79,2
Base (2006 sin Ingreso Ciudadano)	65,2	73,8	69,5	4,8	3,3	4,0	30,0	22,9	26,5	70,0	77,1	73,5
Escenario 1	71,2	81,7	76,4	5,9	3,5	4,7	22,9	14,9	18,9	77,1	85,2	81,1
Escenario 2	72,7	82,9	77,8	6,0	3,5	4,8	21,3	13,5	17,4	78,7	86,5	82,6
Escenario 3	70,7	80,9	75,8	5,8	3,5	4,7	23,4	15,6	19,6	76,6	84,4	80,5
Fuente: estimaciones propias en base a la ENHA.												

La matriz de transición entre trabajo y asistencia escolar antes y después del cambio en la política indica que alrededor de 28,5% de los menores que están fuera del sistema educativo volverían a estudiar bajo el Escenario 1, siendo la proporción de mujeres (34,9%) mayor que la de varones (23,7%) (Cuadro 7). En este escenario, solo 0,4% de los menores que originalmente trabajaban y estudiaban dejarían su ocupación para dedicarse únicamente a estudiar. Esta matriz de transición también indica que movimientos favorables de no estudiar a estudiar o a estudiar y trabajar se maximizan en el Escenario 2.

Cuadro 7. Efectos simulados de Asignaciones Familiares en asistencia escolar y condición laboral según escenario

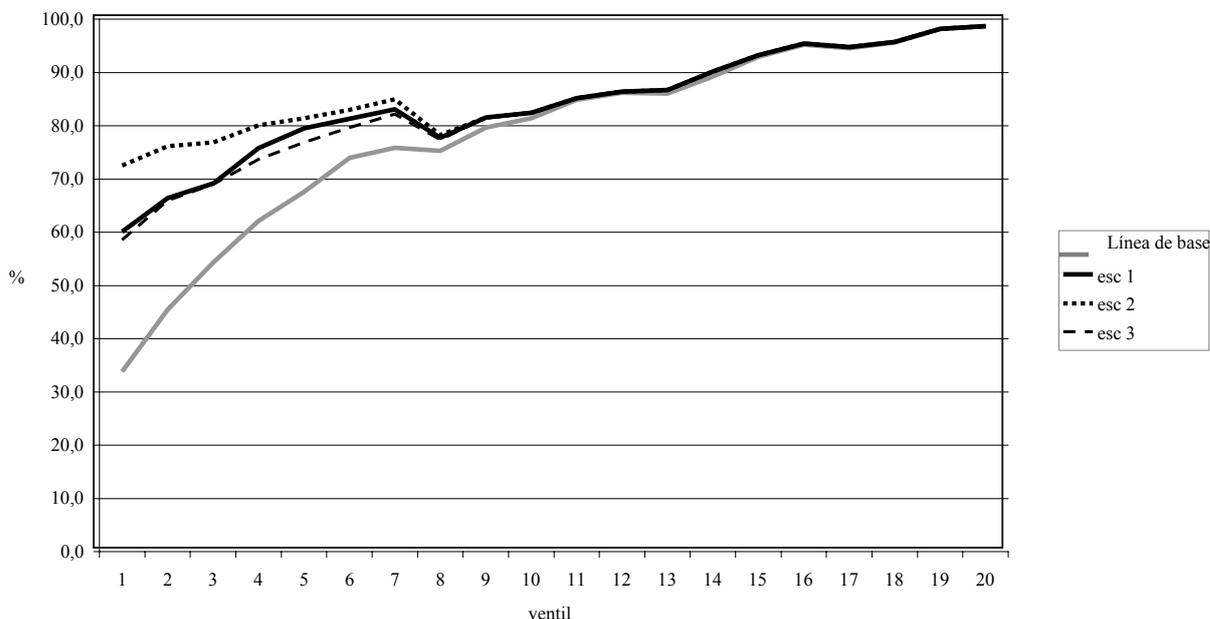
Escenario base									
Varones			Mujeres				Total		
No estudia	Estudia	Estudia y trabaja	No estudia	Estudia	Estudia y trabaja	No estudia	Estudia	Estudia y trabaja	
Escenario 1									
No estudia	76,3	0	0	65,1	0	0	71,5	0	0
Estudia	20,1	100	0,2	33,8	100	0,8	26	100	0,4
Estudia y trabaja	3,6	0	99,8	1,1	0	99,2	2,5	0	99,6
Escenario 2									
No estudia	71	0	0	59,2	0	0	66	0	0
Estudia	24,9	100	0,2	39,5	100	0,6	31,2	100	0,3
Estudia y trabaja	4,1	0	99,8	1,2	0,6	99,4	2,9	0	99,7
Escenario 3									
No estudia	78,1	0	0	68,2	0	0	73,9	0	0
Estudia	18,5	100	0,2	30,8	100	0	23,7	100	0,1
Estudia y trabaja	3,4	0	99,8	1	0	100	2,4	0	99,9

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

Nuestros resultados son similares a los obtenidos por BFL para Bolsa Escola. Ellos señalan que uno de cada tres menores de entre 10 y 15 años que inicialmente no asistían a un centro educativo consideraría que Bolsa Escola es un incentivo suficiente para cambiar su situación ocupacional, y retornarían al sistema educativo, una cifra similar a nuestro 34,1% bajo el Escenario 2. Si bien nuestra población objetivo es mayor y por tanto tiene costos de oportunidad mayores, la transferencia condicional ejerce un efecto significativo similar en la asistencia en ambos programas.

En todos los escenarios el incremento en la asistencia escolar es progresivo, ya que los cambios son mayores en jóvenes pertenecientes a estratos de ingresos más bajos. Este resultado se debe a que en estratos de ingresos bajos las tasas de deserción son mayores y a su vez el incentivo es mayor si se mide en relación al ingreso del hogar. Los escenarios 1 y 3 arrojan resultados similares mientras que bajo el escenario 2 los cambios son mayores en jóvenes de hogares pobres (Gráfica 2). El movimiento progresivo en la asistencia escolar se observa también cuando se compara el patrón acumulativo de jóvenes que asisten a un centro educativo en el escenario base y en los diferentes escenarios con la distribución acumulada de jóvenes entre 14 y 17 años. Las líneas que representan los tres escenarios son indistinguibles entre ellas pero se ubican entre la distribución de jóvenes y la situación pre reforma (Gráfica A.1).

Gráfica 2. Tasas de asistencia por escenario y veintil. Jóvenes de 14 a 17



Los resultados recién presentados indican que la escala de equivalencia empleada en el Escenario 1 reduce la transferencia mensual recibida por el joven y por tanto el incentivo de asistir a un centro educativo es mayor en el Escenario 2.

Se analizó la distribución de jóvenes por estrato económico usando diversas escalas de equivalencia (0,4, 0,6, 0,8 y 1). El efecto del ajuste es considerablemente mayor en los estratos de ingresos más bajos ya que el tamaño del hogar es mayor allí. Por tanto, el incentivo de asistencia proporcionado por el Escenario 2 es mayor en los primeros seis ventiles y ello es lo que explica las diferencias de comportamiento entre escenarios. Sobre estas bases se podría justificar incrementar la escala de equivalencia o incluso eliminarla. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que no se están considerando aquí los potenciales efectos que la transferencia pudiera tener en la fecundidad, que en el mediano plazo podría dar lugar a un incremento en el tamaño de los hogares pobres.

Bajo este esquema de transferencias, los cambios en el comportamiento de los jóvenes en materia de asistencia escolar pueden ser atribuidos a diferentes factores. Existe un efecto ingreso puro debido al incremento en el ingreso del hogar como resultado de las transferencias percibidas por los menores en el hogar de menos de 14 años. Hay otro incentivo directo de la transferencia que corresponde estrictamente al adolescente. Nuestro modelo no permite distinguir entre estos efectos debido al supuesto de que la decisión depende del ingreso total del hogar, independientemente del beneficiario de la transferencia. En este marco, el efecto de la transferencia a hermanos equipara al efecto de la transferencia al adolescente; de este modo los resultados se ven incambiables ya sea si la población objetivo de la transferencia esté constituida por el adolescente o por sus hermanos menores. Ello constituye una limitación del modelo y futuras investigaciones debieran avanzar en modelar por separado estos efectos.

IV.3. Efectos potenciales en la pobreza

Los resultados en materia de pobreza y desigualdad incluyen a todos los menores de 18 años y consideran dos escenarios estáticos adicionales. El primero considera que la transferencia no tiene ningún efecto en la asistencia y por tanto la asistencia permanece incambiada. La segunda considera que como resultado de la transferencia todos los menores entre 6 y 17 años asisten al sistema educativo. Ello puede ser interpretado ya sea como que la condición de asistencia es eliminada o que todos los potenciales beneficiarios solicitan y obtienen el ingreso al programa (*full take-up*).

Los resultados de la simulación indican que la reforma reduce significativamente la indigencia (entre 40% y 50%). A su vez, las reducciones en la intensidad y severidad de la pobreza se ubican entre 50% y 65%, respectivamente, reflejando nuevamente un patrón progresivo (Cuadro 8). Al igual que antes, los escenarios 1 y 3 presentan efectos similares, mientras que en el caso del Escenario 2 la reducción en la extrema pobreza es un poco superior. Si bien la indigencia en Uruguay se ubica en niveles bajos, la constatación de que las asignaciones familiares contribuyen significativamente a reducirla es relevante, ya que la eliminación del Ingreso Ciudadano podría haber llevado a una importante pérdida de ingresos para los hogares más pobres. Los cambios en la pobreza extrema son en todos los casos significativos.

Cuadro 8. Índices de extrema pobreza según escenario y presencia de menores en el hogar. (estimación, desviación estándar, límite inferior y límite superior del intervalo de confianza).

Localidades urbanas

	FGT 0				FGT 1				FGT 2			
	Est.	STD	LI	LS	Est.	STD	LI	LS	Est.	STD	LI	LS
Total hogares												
Base	0,026	0,000	0,025	0,026	0,006	0,000	0,006	0,007	0,003	0,000	0,002	0,003
<i>Simulación estática</i>												
Sin cambios en asistencia	0,015	0,000	0,014	0,015	0,003	0,000	0,003	0,003	0,001	0,000	0,001	0,001
Todos asisten	0,013	0,000	0,013	0,014	0,004	0,000	0,004	0,005	0,001	0,000	0,001	0,001
<i>Simulación comportamental</i>												
Escenario 1	0,016	0,000	0,015	0,016	0,004	0,000	0,003	0,004	0,001	0,000	0,001	0,002
Escenario 2	0,014	0,000	0,013	0,014	0,003	0,000	0,003	0,003	0,001	0,000	0,001	0,001
Escenario 3	0,016	0,000	0,015	0,016	0,003	0,000	0,003	0,004	0,001	0,000	0,001	0,002
Hogares con menores												
Base	0,040	0,001	0,039	0,041	0,010	0,000	0,009	0,010	0,004	0,000	0,004	0,004
<i>Simulación estática</i>												
Sin cambios en asistencia	0,022	0,000	0,021	0,023	0,005	0,000	0,004	0,005	0,002	0,000	0,002	0,002
Todos asisten	0,020	0,000	0,019	0,021	0,004	0,000	0,004	0,005	0,002	0,000	0,002	0,002
<i>Simulación comportamental</i>												
Escenario 1	0,024	0,000	0,023	0,025	0,005	0,000	0,005	0,006	0,002	0,000	0,002	0,002
Escenario 2	0,021	0,000	0,020	0,022	0,005	0,000	0,004	0,005	0,002	0,000	0,002	0,002
Escenario 3	0,024	0,000	0,023	0,025	0,005	0,000	0,005	0,005	0,002	0,000	0,002	0,002

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

La incidencia de la pobreza disminuye en aproximadamente 1 punto porcentual para el total de la población y 2 puntos para hogares con menores (Cuadro 9). Nuevamente, la reducción de la intensidad (aproximadamente 13%) y de la severidad (aproximadamente

21%) de la pobreza es elevada, reflejando un patrón progresivo. Los tres escenarios generan resultados similares.

Cuadro 9. Incidencia de pobreza según escenario y presencia de menores en el hogar. Localidades urbanas

	FGT 0				FGT 1				FGT 2			
	Est.	STD	LB	UB	Est.	STD	LB	UB	Est.	STD	LB	UB
Total hogares												
Base	0,258	0,001	0,256	0,260	0,088	0,000	0,087	0,089	0,042	0,000	0,041	0,042
<i>Simulación estática</i>												
Sin cambios en asistencia	0,245	0,001	0,243	0,248	0,076	0,000	0,075	0,077	0,033	0,000	0,033	0,034
Todos asisten	0,245	0,001	0,243	0,247	0,075	0,000	0,074	0,076	0,033	0,000	0,032	0,033
<i>Simulación comportamental</i>												
Escenario 1	0,246	0,001	0,244	0,248	0,077	0,000	0,076	0,078	0,034	0,000	0,034	0,035
Escenario 2	0,245	0,001	0,243	0,247	0,075	0,000	0,075	0,076	0,033	0,000	0,033	0,033
Escenario 3	0,247	0,001	0,245	0,249	0,078	0,000	0,077	0,078	0,034	0,000	0,034	0,035
Hogares con menores												
Base	0,379	0,002	0,376	0,383	0,132	0,001	0,131	0,134	0,064	0,000	0,063	0,064
<i>Simulación estática</i>												
Sin cambios en asistencia	0,359	0,002	0,355	0,362	0,113	0,001	0,112	0,115	0,050	0,000	0,050	0,051
Todos asisten	0,357	0,002	0,354	0,361	0,112	0,001	0,111	0,113	0,049	0,000	0,049	0,050
<i>Simulación comportamental</i>												
Escenario 1	0,360	0,002	0,357	0,363	0,115	0,001	0,114	0,116	0,052	0,000	0,051	0,052
Escenario 2	0,358	0,002	0,355	0,361	0,113	0,001	0,111	0,114	0,050	0,000	0,049	0,050
Escenario 3	0,362	0,002	0,358	0,365	0,116	0,001	0,115	0,117	0,052	0,000	0,051	0,053

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA

IV.4 Efectos potenciales en la desigualdad

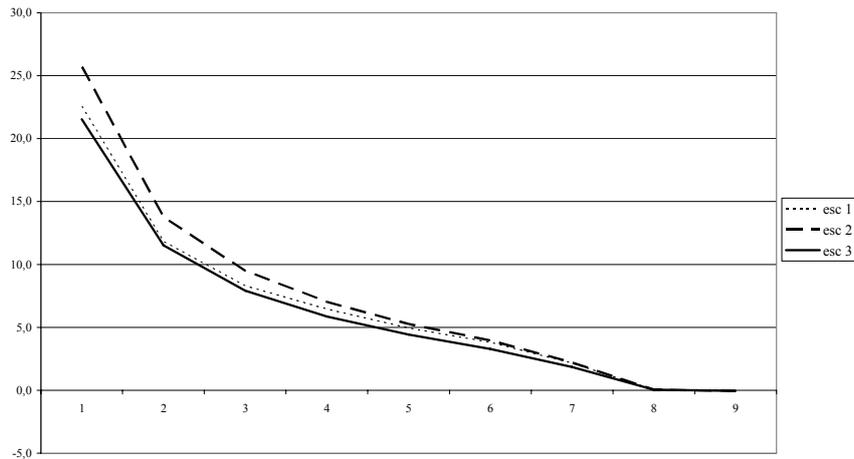
La reforma implica una reducción de la desigualdad en todos los escenarios: los índices de Gini disminuyen aproximadamente un punto (Cuadro 10). Los intervalos de confianza para los índices de Gini simulados no se superponen con el índice correspondiente al escenario base, indicando que la reducción es estadísticamente significativa. Las diferencias entre los tres escenarios no son significativas.

Cuadro 10. Índice Gini según escenario				
Escenario	Estimación	STD	Límite inferior	Límite superior
Base	45,5	0,1	45,2	45,7
<i>Simulación estática</i>				
Sin cambios en asistencia	44,6	0,1	44,4	44,8
Todos asisten	44,6	0,1	44,3	44,8
<i>Simulación comportamental</i>				
Escenario 1	44,7	0,1	44,5	44,9
Escenario 2	44,6	0,1	44,4	44,8
Escenario 3	44,7	0,1	44,5	45,0

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA

La redistribución opera incrementando los ingresos promedio de los estratos más bajos en una mayor proporción (Gráfica 3). Este resultado se debe a dos razones: la asistencia se incrementa más rápidamente en los estratos más bajos y la transferencia representa una mayor proporción. Si bien el patrón es el mismo en todos los escenarios, el escenario 2 genera mejores resultados en términos de cambios en los ingresos de los hogares más pobres.

Gráfica 3. Variación del ingreso per cápita promedio del hogar. Por veintil.



Para concluir esta sección se analizó el rol del método de focalización. Las interferencias generadas por el uso de índices de focalización no son usualmente analizadas en la literatura. Se compararon los efectos del programa en la población objetivo con la población obtenida a través del mecanismo de selección de beneficiarios. Los efectos en la asistencia, pobreza y desigualdad son muy similares, lo que sugiere que las pérdidas de eficiencia debido al uso de un índice de focalización no son importantes siempre y cuando la información proporcionada por los hogares sea precisa.

IV.5 Efectos potenciales en la oferta laboral de los adultos

Para microsimular la respuesta comportamental de la oferta laboral de los adultos se estimó un modelo de oferta laboral para los adultos y se emplearon los parámetros correspondientes para simular el efecto de los cambios en la transferencia bajo los tres escenarios considerados. De este modo, es posible evaluar el impacto de la transferencia en la oferta laboral, si bien la oferta laboral no es endógena completamente dentro del modelo anteriormente presentado. De todos modos, el ejercicio provee información útil acerca de qué esperar en términos de comportamientos en los adultos y plantea preguntas para futuras investigaciones.

La formulación tradicional de un modelo de oferta laboral considera que:

$$H = h(W, V, X, \varepsilon) \text{ si } W > W_r$$

$$H = 0 \text{ si } W < W_r$$

donde W es el salario, V representa ingresos no salariales, X son otras variables que determinan la oferta laboral, W_r es el salario de reserva y ε es un término de error aleatorio. La estimación de este modelo de oferta laboral enfrenta el problema de tener que construir una variable salarial para todos los individuos que podrían participar en el mercado laboral. Especialmente, es necesario predecir los salarios de aquellos que no están trabajando, ya que esta variable no está presente para estos individuos. Una forma de trabajar con este problema de sesgo de selección es estimar un modelo Tobit también denominado regresión censurada (Ameniya, 1984) donde el salario es reemplazado por variables de capital humano que están disponibles para todos los individuos. Este método supone que los individuos son capaces de modificar en el margen sus horas de trabajo observadas como consecuencia de una modificación de una política, supuesto que ha sido ampliamente criticado en la literatura.⁸ Este estudio argumenta que si bien este supuesto puede no ser realista para los trabajadores en su totalidad, puede ser un enfoque razonable para este caso ya que se consideran trabajadores no calificados que se concentran en ocupaciones tales como servicio doméstico en el caso de las mujeres o construcción en el caso de los hombres, o trabajador por cuenta propia. La naturaleza de su trabajo puede permitirles flexibilidad para modificar las horas trabajadas en el margen.

Los resultados de la ecuación de oferta laboral empleando el método Tobit (estimación de máxima verosimilitud) para los hogares elegibles (tanto en términos de ingreso como de presencia de menores) se presentan en el Cuadro 11. Se estimaron tres ecuaciones, considerando por separado a los jefes de hogar, cónyuges y otros miembros del hogar.

Los coeficientes obtenidos para las variables que reflejan características personales presentan los signos esperados. En particular, las horas de trabajo son decrecientes con la edad y son superiores para los hombres en los tres casos. Los años de educación tienen el signo esperado, siendo su magnitud considerablemente menor para los jefes de hogar. Los controles que indican la región de residencia (la variable omitida es Montevideo) indican que vivir en áreas rurales está asociado con mayores horas trabajadas por los jefes de hogar pero lo contrario se aplica para los cónyuges y otros miembros del hogar, probablemente reflejando diferencias en la tasa de participación femenina.

El tener más años de educación está asociado con más horas trabajadas tanto para los jefes de hogar como para los cónyuges pero no para otros miembros. La presencia de menores de 6 años tiene un efecto negativo en las horas trabajadas del jefe y del cónyuge y la magnitud de este último es mayor, como es esperado. Por el contrario, la variable genera un efecto positivo para otros miembros del hogar. Cabe señalar que la mitad de otros miembros del hogar en los hogares elegibles son menores de 21 años.

En la ecuación de los jefes de hogar, su propio ingreso no laboral (en logaritmos) es incluido como una variable independiente mostrando el signo negativo esperado. En el

⁸ La literatura que discute cómo modelar la oferta laboral es abundante, ya que apareja muchos problemas computacionales y analíticos. Se han propuesto dos enfoques para modelar la elección de horas: las mismas pueden ser consideradas continuas y no restringidas (Moffitt, 2002) o pueden ser tratadas como un número finito de resultados, suponiendo por ejemplo que existe una elección entre no trabajar y trabajar a tiempo parcial (Creedy y Duncan, 1999).

caso de los cónyuges se incluye el ingreso del jefe del hogar, mostrando nuevamente el signo negativo esperado. En la ecuación para otros miembros del hogar se incluyó tanto el ingreso del jefe como el del cónyuge presentando el signo negativo esperado. También, en este último caso se consideraron las transferencias contributivas.

Se incluyó una variable que refleja el promedio de años de educación de los adultos del hogar para reflejar las condiciones estructurales del hogar. Esta variable genera un efecto positivo significativo para los jefes de hogar y cónyuges y negativo para otros miembros.

Nuestra variable de interés, las transferencias no contributivas (en logaritmos), es significativa tanto para los jefes como para los cónyuges presentando el efecto negativo de menor magnitud. Este resultado indica que tanto los jefes de hogar como los cónyuges serían afectados por la transferencia al punto de modificar su comportamiento laboral. El efecto es mayor en el caso de los cónyuges.

Cuadro 11. Estimación de oferta laboral. (Tobit)			
	Jefe de hogar	Cónyuge	Otros miembros
Edad	-0.600	-0.214	-0.182
	(54.76)**	(9.27)**	(8.66)**
Sexo	15.691	28.551	22.121
	(53.22)**	(33.74)**	(38.69)**
Años de educación	0.479	1.493	2.428
	(7.99)**	(14.75)**	(18.71)**
Loc. Urb. 5000 hab. y más (exc. Mvdo.)	0.850	0.635	-0.520
	(3.30)**	(1.35)	(0.88)
Loc. Urb. Menos 5000 mil hab	0.113	-9.933	-8.030
	(0.23)	(10.96)**	(6.61)**
Área rural	8.127	-4.047	-6.007
	(16.39)**	(4.63)**	(4.59)**
Promedio años de educación del hogar	0.631	1.647	-2.267
	(8.97)**	(13.17)**	(14.17)**
Menores de 6 años	-4.302	-8.091	2.719
	(16.80)**	(16.91)**	(4.58)**
Ingreso no laboral personal	-1.799		
	(53.59)**		
Ingreso del jefe de hogar (ln)		-1.494	-0.668
		(11.92)**	(4.82)**
Ingreso del cónyuge (ln)			-0.673
			(9.79)**
Ingreso por transferencias no contributivas (ln)	-0.507	-0.906	0.014
	(9.58)**	(9.04)**	(0.11)
Constante	49.136	7.372	10.013
	(62.96)**	(4.25)**	(5.35)**
Observaciones	38069	29730	21208
Valor estadístico t en paréntesis			
* significativo al 5%; ** significativo al 1%			
Fuente: estimaciones propias en base a ENHA			

Se realizaron microsimulaciones para los jefes de hogar y los cónyuges. Los parámetros obtenidos en la ecuación de oferta fueron utilizados para predecir las horas trabajadas una vez que los hogares recibieran la transferencia condicionada. Los residuos fueron simulados suponiendo una distribución normal.

El monto de la transferencia empleado en la microsimulación proviene de los resultados de la simulación realizada en la sección anterior (considerando tres escenarios). Ello implica considerar la condición de estudio predicha por el modelo anterior y asumir que una vez que el nuevo régimen se establece, los hogares eligen la condición de estudio y trabajo del joven y luego se toman las opciones laborales de los cónyuges. La comparación entre las horas trabajadas predichas antes y después de la transferencia se presenta en el cuadro 12.

En los hogares elegibles, la transferencia implicaría una leve reducción de cuatro horas al mes para los jefes de hogar y tres horas para los cónyuges.

En los tres escenarios los intervalos de confianza en el promedio de horas trabajadas no se superponen con el correspondiente al escenario base indicando que el cambio es estadísticamente significativo. Los resultados según escenario no difieren. Para el total de la población la variación promedio es muy pequeña.

Cuadro 12. Simulación de cambios en horas trabajadas semanales de jefes de hogar y cónyuges						
	Jefe de hogar			Cónyuges		
	Horas trabajadas predichas (semanales)	intervalo de confianza 95%		Horas trabajadas predichas (semanales)	intervalo de confianza 95%	
Todos los hogares						
Base	40.4	40.3	40.5	32.3	32.2	32.4
Escenario 1	40.1	40.0	40.2	32.1	32.0	32.2
Escenario 2	40.1	40.0	40.2	32.1	32.0	32.2
Escenario 3	40.1	40.0	40.3	32.1	32.0	32.2
Hogares elegibles						
Base	37.3	37.1	37.5	28.4	28.3	28.5
Escenario 1	36.4	36.2	36.6	27.6	27.5	27.7
Escenario 2	36.4	36.2	36.6	27.6	27.5	27.7
Escenario 3	36.4	36.3	36.6	27.6	27.5	27.7

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

Como se mencionó antes, el perfil ocupacional de la población bajo estudio permite cierta flexibilidad en términos de la decisión de horas trabajadas. Por tanto, el resultado de una reducción en el margen intensivo de horas trabajadas parece plausible. Estos resultados deben ser interpretados con precaución. En el caso de los cónyuges, casi un tercio de los mismos trabaja en el servicio doméstico y casi 60% son trabajadores informales. Por tanto, estarían reduciendo las horas trabajadas en trabajos precarios y de bajos salarios. Ello podría implicar mayor ocio que podría a su vez reflejarse en una mejor calidad en el cuidado de los niños.

Para concluir esta sección, se incorpora la reducción en el ingreso del hogar y se vuelve a estimar los cambios en la pobreza y en la desigualdad (Cuadro 13).

Cuadro 13. Índices de pobreza y desigualdad según escenario incluyendo efecto en oferta laboral. Total de hogares								
Escenario	Presentados en secciones anteriores				Incluyendo efectos en oferta laboral			
	Estimate	STD	LI	LS	Estimate	STD	LI	LS
<i>índice Gini</i>								
Escenario 1	44,7	0,1	44,5	44,9	44,8	0,1	44,5	44,9
Escenario 2	44,6	0,1	44,4	44,8	44,7	0,1	44,4	44,8
Escenario 3	44,7	0,1	44,5	45,0	44,7	0,1	44,5	45,1
<i>Incidencia indigencia</i>								
Escenario 1	0,016	0	0,015	0,016	0,018	0	0,015	0,017
Escenario 2	0,014	0	0,013	0,014	0,017	0	0,013	0,015
Escenario 3	0,016	0	0,015	0,016	0,019	0	0,015	0,017
<i>Incidencia pobreza</i>								
Escenario 1	0,246	0,001	0,244	0,248	0,249	0,001	0,245	0,251
Escenario 2	0,245	0,001	0,243	0,247	0,248	0,001	0,246	0,249
Escenario 3	0,247	0,001	0,245	0,249	0,251	0,001	0,247	0,253

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA.

El cuadro 13 sugiere que los cambios son mínimos. Los efectos sustitución que operan entre beneficiarios no parecen determinar una significativa reducción en la potencialidad del programa de reducir la pobreza, la indigencia y la desigualdad.

V. Conclusiones

Este trabajo presenta una evaluación ex ante del nuevo régimen de asignaciones familiares. Los resultados indican que la asistencia escolar en adolescentes se incrementaría entre seis y ocho puntos porcentuales. Este aumento muestra un patrón progresivo. El mayor incentivo de asistencia está dado por el escenario de una mayor transferencia para los estudiantes de secundaria y no considera escalas de equivalencia. Este escenario también maximiza la progresividad. En este sentido se podría argumentar a favor de incrementar la escala de equivalencia o de incluso eliminarla. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que no se están considerando potenciales efectos en la fecundidad. La magnitud del cambio en la asistencia es similar al hallado en la evaluación ex ante realizada para Bolsa Escola. Desafortunadamente, el modelo aquí considerado no permite separar el efecto de la transferencia al adolescente del efecto de la transferencia a los hermanos. Investigaciones futuras debieran intentar avanzar en modelar estos efectos.

El nuevo programa reduce significativamente la indigencia y también reduce la intensidad y severidad de la pobreza. Los efectos sobre la incidencia de la pobreza y la desigualdad son moderados. La eliminación de las condicionalidades de asistencia no supone un cambio significativo en la progresividad del régimen en términos de indigencia, pobreza y desigualdad.

Finalmente, la transferencia podría influir en la oferta laboral de los adultos, induciendo una reducción de horas ofertadas por los jefes de hogar y cónyuges. Este resultado no necesariamente implica una consecuencia negativa, ya que la mayor parte de estos trabajadores tienen trabajos informales y de bajos salarios y el efecto sustitución les permitiría permanecer más tiempo en el hogar. Las estimaciones que incorporan esta reducción de horas trabajadas en términos de indigencia, pobreza y desigualdad indican que este cambio es menor y no modifica los resultados anteriores.

VI. Bibliografía

- Amarante V., Arim R. y Vigorito A.** (2004). *Pobreza, red de protección social y situación de la infancia en Uruguay*. División de Programas Sociales, Región 1. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Amemiya T.** (1984). "Tobit models: a survey". *Journal of Econometrics*, Vol. 24, Issues 1-2: 3-61.
- Arat Z.** (2002). "Analyzing child labor as a Human Rights Issue: its causes, aggravating policies and alternative proposals", *Human Rights Quarterly* 24: 117-204.
- Arim R. y Vigorito A.** (2006). *Las transferencias públicas de ingresos en Uruguay*. Informe elaborado para el Banco Mundial.
- Bourguignon F., Ferreira F. y Leite P.** (2002) *Ex-ante evaluation of conditional cash transfer programs: the case of Bolsa Escola*. Policy Research Working Paper 2916. World Bank, Policy Research Department, Washington D.C.

- Bucheli M.** (1997). "Equidad de las asignaciones familiares", LC/MVD/R.149 Rev 1, CEPAL.
- Bucheli M. y Casacuberta C.** (2000) "Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay", *El Trimestre Económico*, N° 267.
- CEPAL.** (2006). *La protección social de cara al futuro. Acceso, financiamiento y solidaridad.* CEPAL. Santiago de Chile.
- Chakraborty S. y Das Mausumi** (2005) "Mortality, fertility and child labor", *Economic Letters*, Elsevier, vol. 86(2): 273-278.
- Creedy J. y Duncan A.** (1999). *Welfare, Non-linear budget constraints and behavioral microsimulation.* Working paper, num. 688. Melbourne University Department of Economics, Australia.
- Grootaert C. y Kanbur R.** (1995) *Child labor: a review*, Policy Research Working Paper 1454, World Bank, Washington D.C.
- Harris M. y Duncan A.** (2002) *Intransigencias en the Labor Supply Choice.* Melbourne Institute Working Paper, num. 17/02.
- Hausman, J. y McFadden, D.** (1984). "Specification tests for the multinomial logit models". *Econometrica*, vol. 52, num. 5.
- Moffit R.** (2002). *Welfare Programs and Labor Supply.* NBER Working Paper Series 9168. National Bureau of Economic Research.
- PNUD** (2005). *Informe Nacional de Desarrollo Humano 2005.* Montevideo.
- PNUD** (2008). *Informe Nacional de Desarrollo Humano 2008.* Montevideo.
- Ravallion M. y Wodon Q.** (2000). "Does child labor displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrollment subsidy", *The Economic Journal* 110 (462):C158-C175.
- Rawlings L.** (2004) "A New Approach to Social Assistance: Latin America's Experience with Conditional Cash Transfer Programmes". *International Social Security Review* 58 (2-3), 133-161.

Anexo 1. Cuadros y gráficas

Cuadro A.1. Menores de 18 años según ingreso y cobertura del antiguo régimen de Asignaciones Familiares. 2006

	Menores de 18 años	Beneficiarios de antiguo régimen de <i>Asignaciones Familiares</i>	Menores de 18 años que no reciben <i>Asignaciones Familiares</i>	% requerido para cubrir a todo el grupo
Hogares pobres	488.978	324.088	164.891	50,9
Primer quintil de ingresos	328.795	224.558	104.236	46,4
Hogares indigentes	65.896	36.094	29.802	82,6

Source: OIT (2007)

Cuadro A.2. Análisis de menores entre 14 y 17 años que no estudian ni trabajan. 2006

	Total		Varones		Mujeres	
	Incidencia	Distribución	Incidencia	Distribución	Incidencia	Distribución
Total (no estudian ni trabajan según módulo de ECH 14 y más)	13,05	100,0	13	100,0	13,12	100,0
Trabajo doméstico	5,73	43,9	3,45	26,5	8,17	62,3
Trabaja (módulo de trabajo infantil)	0,2	1,5	0,28	2,2	0,11	0,8
Desempleado	3,2	24,7	4,13	31,8	2,26	17,2
No estudia ni trabaja	3,9	29,9	5,14	39,5	2,58	19,7

Fuente: estimaciones propias en base a ENHA

Cuadro A.3 Resultados estimación multilogit. Menores entre 14 y 17 años.

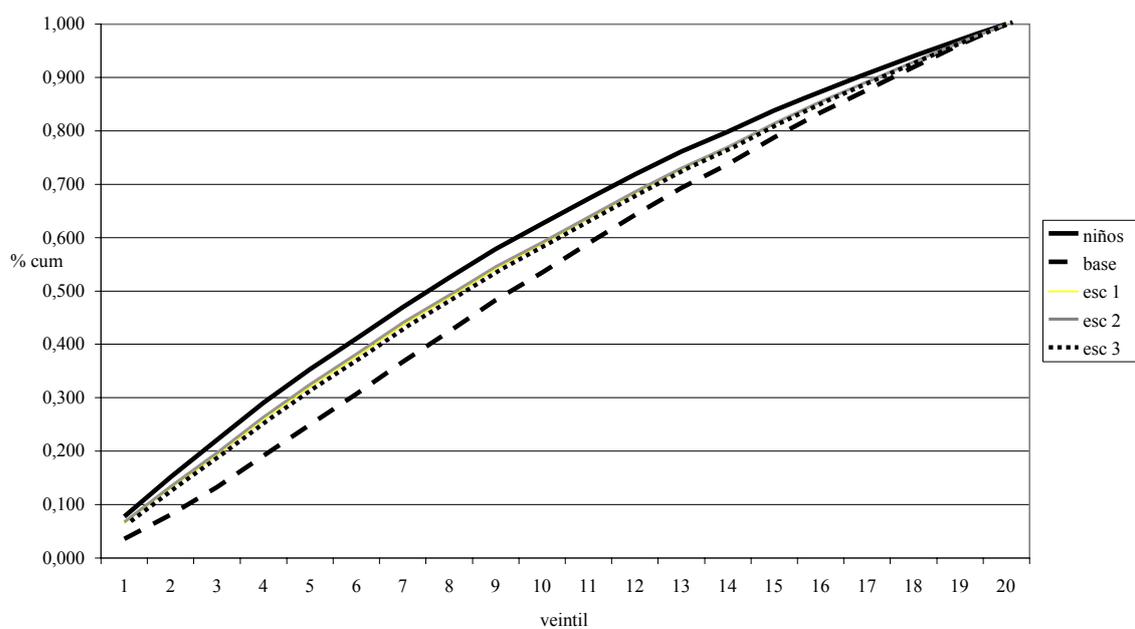
Variables	Varones						Mujeres					
	Estudia (1)			Estudia y trabaja (2)			Estudia (1)			Estudia y trabaja (2)		
	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z	Coef.	Std. Err.	P>z
Ingreso per capita del hogar	0,00003	0,0000	0,00	0,00001	0,0000	0,01	0,00004	0,0000	0,00	0,00002	0,0000	0,01
Ingreso predicho del menor	-0,0001	0,0000	0,00	-0,0004	0,0000	0,00	-0,0002	0,0000	0,00	-0,0006	0,0001	0,00
Educ. promedio de adultos	0,1325	0,0140	0,00	0,0345	0,0217	0,11	0,1362	0,0168	0,00	0,0753	0,0282	0,01
Log del tamaño del hogar	-0,7518	0,0897	0,00	-0,6151	0,1562	0,00	-0,9597	0,0990	0,00	-0,3728	0,1961	0,06
Años de educ. del menor	0,6917	0,0217	0,00	0,8300	0,0363	0,00	0,7492	0,0244	0,00	0,9681	0,0475	0,00
Ranking del menor	0,8874	0,0839	0,00	0,6669	0,1499	0,00	0,9103	0,0920	0,00	0,5008	0,1993	0,01
Region 2	-0,1520	0,0703	0,03	-0,0875	0,1212	0,47	-0,0296	0,0799	0,71	0,1416	0,1526	0,35
Region 3	-0,5036	0,1177	0,00	-0,2511	0,2036	0,22	-0,0871	0,1407	0,54	-0,1181	0,2786	0,67
Region 4	-0,8704	0,1246	0,00	0,0191	0,1975	0,92	-0,5992	0,1352	0,00	-0,4228	0,2899	0,15
Constante	-5,3457	0,2483	0,00	-7,3840	0,4422	0,00	-5,5037	0,2833	0,00	-9,7410	0,6166	0,00
Pseudo R2	0,2551						0,2697					
Chi squared	3475,5						2865,8					
Observations	8919						8779					

Cuadro A.4. Resultados test de Hausman

Categoría	Chi2	Df	P>chi2	Evidencia
Varones				
0 (no asiste)	13,789	8	0,087	A favor de Ho
1(estudia y no trabaja)	1942,659	8	0	Contra Ho
2 (Estudia y trabaja)	19,781	7	0,006	Contra Ho
Mujeres				
0 (no asiste)	11,063	7	0,136	a favor Ho
1(estudia y no trabaja)	1069,385	8	0	contra Ho
2 (Estudia y trabaja)	14,984	7	0,036	contra Ho

Gráfica A.1

Proporción acumulada de adolescentes que asisten al sistema educativo por veintil. Edad 14-17



Anexo 2 Estimador Dogit

Los modelos de elección discreta son empleados frecuentemente en ejercicios de microsimulación que analizan el impacto de una reforma en las decisiones de los agentes acerca de un conjunto de alternativas. El modelo logit multinomial es el más usado en dichas estimaciones. Este modelo provee una conveniente forma cerrada para las probabilidades de las alternativas permitiendo una estimación relativamente simple. Sin embargo, una de sus potenciales desventajas consiste en que el mismo asume independencia de alternativas irrelevantes (Hausman y McFadden, 1984). Esta propiedad establece que la razón entre las probabilidades de dos alternativas cualesquiera i y j es independiente de las características de cualesquiera de las otras alternativas que pertenecen al conjunto de opciones. Por ejemplo, en el contexto del modelo estimado en este estudio implica que la probabilidad de elegir “estudia” en relación a “trabaja” es independiente de la alternativa “estudia y trabaja”.

El modelo dogit es un modelo de elección discreta alternativo que en general no está restringido por el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes. Harris y Duncan (2002) emplean modelos dogit en el contexto de la microsimulación.

Las probabilidades dogit están dadas por:

$$P_i = \frac{e^{V_i + \theta_i \sum_j e^{V_j}}}{\left(1 + \sum_j \theta_j\right) \sum_j e^{V_j}} = \frac{e^{V_i}}{\left(1 + \sum_j \theta_j\right) \sum_j e^{V_j}} + \frac{\theta_i}{\left(1 + \sum_j \theta_j\right)} \quad i, j = 1, \dots, M$$

donde P_i es la probabilidad de la i ésima alternativa entre M alternativas; θ_i es el parámetro asociado a la i ésima alternativa; V_i es una función de K atributos independientes (X_{ik}). Si todos los θ_j son cero, el modelo dogit se convierte en una especificación logit multinomial. Por tanto, el modelo logit es un caso particular del modelo dogit. Los parámetros de ambos modelos tienen la misma interpretación. El modelo puede ser estimado consistentemente empleando un estimador de máxima verosimilitud.