



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

Tesis para optar al Título de Licenciado en Economía.

***Cambios en las condiciones macroeconómicas y
decisiones de asistencia a nivel medio de enseñanza***

Un estudio para Uruguay en el período 1986-2009.

Montevideo, Uruguay.

Febrero 2011

CARMEN GONZÁLEZ RAGA

SOFÍA MAIER BLIXEN

ORIENTADORA EC. CECILIA LLAMBÍ

PÁGINA DE APROBACIÓN

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....
.....

Autor/s

.....
.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor..... (Nombre y firma).

Profesor..... (Nombre y firma)

Profesor..... (Nombre y firma)

Fecha

Agradecimientos

Queremos agradecer a todas las personas que formaron parte de este proceso, desde el comienzo de la carrera. Especialmente, a nuestras familias y amigos por ser siempre puentes sobre aguas turbulentas. A Cecilia, nuestra tutora, por haber aceptado desde el primer momento acompañarnos en esta etapa y hacerlo siempre con entusiasmo, y a Andrea Vigorito que estuvo desde el principio alejándonos de algunas ideas atolondradas. Por último, queremos agradecer a varias personas con las que afortunadamente nos cruzamos; sus respuestas también las hacen partícipes de este trabajo –aunque las eximimos de toda responsabilidad–: Guillermo Alves, Matías Brum, Marisa Bucheli, Adrián Fernández, Juan José Goyeneche, Graciela Sanromán y Guillermo Zoppolo.

RESUMEN EJECUTIVO

Este trabajo busca estudiar el impacto de los cambios en las condiciones económicas agregadas en la asistencia a nivel medio de enseñanza para Uruguay, estimando estos efectos a través de modelos *probit* estimados sobre la base de un *pool* de 24 Encuestas Continuas de Hogares correspondientes al período 1986-2009. La asistencia de los jóvenes uruguayos en esta etapa de la trayectoria por el sistema formal de enseñanza muestra un comportamiento contracíclico, lo que se explica –según el modelo de análisis basado en Ferreira y Schady (2009)– por una mayor preponderancia del efecto sustitución por sobre el efecto ingreso. La influencia de las fluctuaciones en las condiciones agregadas sobre estas decisiones se evidencia sobre todo en los hombres, que son especialmente sensibles a los cambios en las oportunidades laborales (costo de oportunidad). Se detectan también efectos temporales que influyen en las decisiones de asistencia, presumiblemente asociados a cambios institucionales y en los retornos esperados de la educación.

Palabras clave: asistencia, educación media, capital humano, shock agregado, *pooled cross section*, efecto sustitución, efecto ingreso.

TABLA DE CONTENIDOS

PÁGINA DE APROBACIÓN	ii
AGRADECIMIENTOS	iii
RESUMEN	iv
I. INTRODUCCIÓN	1
II. MARCO TEÓRICO	4
II.1. Determinantes del desempeño educativo: dos abordajes	4
II.2. La teoría del capital humano	7
II.3. Algunas críticas y extensiones de la teoría del capital humano	13
II.4. Decisiones intrafamiliares y shocks macroeconómicos	16
III. MODELO DE ANÁLISIS	23
III.1. Modelo de dos períodos para la demanda educación	23
III.2. Efecto sustitución y efecto ingreso ante un shock recesivo	25
III.3. Adaptación del marco de referencia propuesto por Ferreira y Schady ...	28
IV. ANTECEDENTES EMPÍRICOS	32
IV.1. Antecedentes internacionales	33
IV.2. Antecedentes en América Latina	38
IV.3. Antecedentes para Uruguay	49
IV.4. Síntesis de principales antecedentes para el estudio de shocks	57
V. EL SISTEMA DE ENSEÑANZA MEDIA EN URUGUAY Y EL CONTEXTO MACROECONÓMICO DE 1986-2009	59
V.1. La educación media en Uruguay	59
V.2. Contexto macroeconómico en Uruguay (1986-2009)	62
VI. HIPÓTESIS	65
VII. ESTRATEGIA EMPÍRICA	67
VII.1. Especificación de modelos <i>probit</i>	68

VII.2. Pruebas de endogeneidad y método de variables instrumentales	70
VII.3. Pruebas de bondad de ajuste de los modelos	71
VII.3. <i>Pooled cross-section</i>	74
VII.4. Definición de variables e indicadores	76
VII.5. Fuente, compatibilización, y delimitación de la muestra	87
VII.6. Especificación de ecuaciones a estimar	90
VIII. RESULTADOS	93
VIII.1. Caracterización de la muestra y análisis descriptivo de variables	93
VIII.2. Principales resultados de las estimaciones <i>probit</i>	105
VIII.3. Cuadros resumen	126
VIII.4. Interpretación de los resultados obtenidos en base a las hipótesis planteadas	127
IX. REFLEXIONES FINALES	133
BIBLIOGRAFÍA	137
ANEXOS	142

I. INTRODUCCIÓN

Los altos niveles de deserción en el sistema de enseñanza media en Uruguay contrastan significativamente con algunos logros obtenidos en otras áreas de la educación. En términos de niveles de alfabetización de la población, cobertura y matriculación en primaria, e incluso en los resultados de las pruebas internacionales de desempeño académico (como las pruebas PISA),¹ Uruguay ocupa históricamente uno de los primeros lugares de América Latina; sin embargo, en términos de retención de los jóvenes en el sistema educativo a nivel medio de enseñanza, este mismo país se desplaza al extremo opuesto del listado en la región.

El abandono de los estudios en la trayectoria por el sistema educativo formal se ha concentrado, desde hace ya varios años, en el ciclo medio de enseñanza –y sobre todo, en los primeros años del mismo³–. En este sentido, Furtado (2003) señala que es precisamente en esta etapa que se encuentra el principal “cuello de botella” del sistema educativo en Uruguay, que afecta principalmente a los jóvenes que provienen de los hogares de menores recursos. Por tanto, teniendo en cuenta que la existencia de retornos crecientes a la educación constituye uno de los principales determinantes de la desigualdad salarial del país,⁴ y que desde hace varios años no se registran avances significativos en términos de movilidad intergeneracional,⁵ el fenómeno de la deserción constituye uno de los principales canales por los que las desigualdades de origen se reproducen de generación en generación (Ferrari, 2008). Algunos estudios son más categóricos e incluso señalan que no es sólo uno de los tantos canales sino el principal canal por lo que esto sucede.⁶

En este contexto, el presente trabajo busca estudiar en profundidad el impacto de los cambios en las condiciones económicas agregadas sobre las decisiones de asistencia de los jóvenes en su trayectoria por el nivel de enseñanza media; aunque se entiende

¹ Según las últimas pruebas PISA (Program for International Student Assessment), llevadas a cabo por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), Uruguay tiene, después de Chile, los mejores resultados en la región. Sin embargo, en las distintas áreas, los resultados son significativamente menores al promedio obtenido por las economías desarrolladas. Respecto a los logros mencionados en los niveles de alfabetización, Uruguay (que se sitúa en el puesto número 52 mundial del IDH, sólo por debajo de Chile y Argentina a nivel regional) tiene una tasa de alfabetización de adultos de 98,2%, nivel que incluso supera los registrados en algunos países considerados de “desarrollo humano muy alto.” (PNUD, 2010)

³ CEPAL (2002).

⁴ Alves, Arim, et al (2009), Alves, Brum, y Yapor (2009), Arim y Zoppolo (2000), Sanromán (2006).

⁵ Sanromán (2010) realiza un estudio sobre movilidad intergeneracional –analizando cómo los años de educación de los padres se transmiten a sus hijos– para Uruguay, Chile, Brasil y Estados Unidos. Desde mediados de los años noventa, el único país que no registra aumentos en estos niveles de movilidad es Uruguay.

⁶ Kaztman y Filgueira (2001) hacen referencia a la deserción concentrada en los jóvenes provenientes de hogares de menores recursos como “el nudo gordiano de la reproducción intergeneracional de la pobreza.”

que este es sólo uno de tantos ángulos complementarios y necesarios para abordar un fenómeno que involucra múltiples dimensiones. El estudio se realiza para el período 1986-2009 –contemplando al total de la población urbana del país–, y la muestra de jóvenes con que se trabaja comprende a aquellos que tienen entre 14 y 22 años de edad, y que están en condiciones de asistir al nivel medio de enseñanza. Mediante un análisis de *pooled cross-section* en base a las 24 Encuestas Continuas de Hogares (ECH) correspondientes a este período, se estima la incidencia de variables directamente asociadas al ciclo económico –y otras que actúan como mecanismos de transmisión– sobre las decisiones de estos jóvenes. Este tipo de análisis permite estudiar tanto las características transversales de la población (el perfil de quienes desertan en función de diversas características individuales y de los hogares) así como los cambios en los comportamientos agregados con el paso del tiempo.

El modelo de análisis de este trabajo, mediante el que se definen las variables macroeconómicas a incorporar en las estimaciones como potenciales determinantes de la asistencia, está particularmente inspirado en el marco de referencia propuesto en Ferreira y Schady (2009). Estos autores presentan un modelo simple de asignación del tiempo en un hogar unitario e identifican cuatro factores a través de los que los cambios en las condiciones agregadas influyen en la demanda por educación para los jóvenes del hogar: efecto sustitución, efecto ingreso, efecto calidad, y a través de modificaciones en los retornos esperados.

Si bien en el trabajo de Ferreira y Schady (2009) se plantea el caso de un shock recesivo, aquí se aplica el modelo extendiendo el estudio a un período en que no sólo hay un shock contractivo de gran magnitud (1999-2003) sino que también hay distintas fases expansivas y otras contractivas menores. De todas formas, se hace particular hincapié en el estudio de los efectos de este shock sobre las decisiones de asistencia, buscando así clasificar a Uruguay dentro del esquema que realizan estos autores en base a una importante síntesis empírica sobre los resultados en la región.

Una de las derivaciones más importantes de este marco de referencia, es que dependiendo de cómo operen los dos determinantes más importantes de la demanda por educación (efecto sustitución y efecto ingreso) el patrón de las decisiones de asistencia puede ser procíclico o contracíclico: en teoría, el resultado es ambiguo. Mediante la especificación de modelos *probit* que buscan explicar la asistencia, no sólo se estima el resultado global (comportamiento procíclico, contracíclico, o ninguna incidencia), sino que se intenta identificar a quiénes afecta el cambio en las

condiciones económicas, en qué magnitud, y a través de qué canales podría verse interrumpida la trayectoria por secundaria.

El trabajo se estructura como sigue. Luego de esta introducción, se plantea el marco teórico (sección II) que constituye el mapa conceptual de las variables que se mencionan a lo largo del trabajo. En la sección III se presenta el modelo de análisis. En cuarto lugar, se reseñan algunos antecedentes empíricos sobre el tema (sección IV). A continuación se describen brevemente las características del sistema de enseñanza media en Uruguay y se realiza un análisis exploratorio de los principales cambios en las condiciones agregadas del período 1986-2009 (sección V). Luego, se plantea la hipótesis orientadora, la estrategia empírica y los resultados (secciones VI, VII y VIII, respectivamente). Por último, las reflexiones finales (sección IX).

II. MARCO TEÓRICO

Esta sección comienza con una clasificación sencilla de los principales abordajes sobre la asistencia, lo que permite ubicar a la teoría del capital humano como una de varias perspectivas –complementarias– que explican los resultados educativos. En segundo lugar, se presentan los supuestos fundamentales y las principales ideas desarrolladas desde esta teoría del capital humano, marco en el que se inscribe el modelo de análisis de este trabajo. En tercer lugar, se presentan algunas críticas y extensiones a la teoría del capital humano que sirven para enriquecer la interpretación de las decisiones respecto a la educación y al involucramiento con el mercado de trabajo. Por último, se presentan algunas derivaciones teóricas que se han desarrollado para contemplar los potenciales efectos de los shocks agregados en la toma de este tipo de decisiones, particularmente en condiciones de mercados de crédito imperfectos.

II.1. Determinantes del desempeño educativo: dos abordajes

Las decisiones tomadas por los jóvenes y sus familias respecto a su trayectoria por el sistema educativo formal han sido objeto de estudio por parte de varias disciplinas y actualmente existe amplia literatura sobre el tema. Siguiendo a Rumberger (2004), se presenta una clasificación de los distintos abordajes del tema en dos grupos. Por un lado, puede distinguirse el “enfoque individual”, desde el cual se contemplan los resultados educativos a través de las características individuales de los estudiantes y se entiende la deserción como la “etapa final de un proceso dinámico y acumulativo” de pérdida de compromiso del individuo respecto a los estudios. Por otro, el “enfoque institucional”, que se centra en la incidencia de las variables de contexto del joven, como la familia, las instituciones educativas, las comunidades y los pares. Como la decisión de abandonar los estudios es tiene múltiples determinantes estas perspectivas lejos de ser antagónicas, pueden entenderse como complementarias.

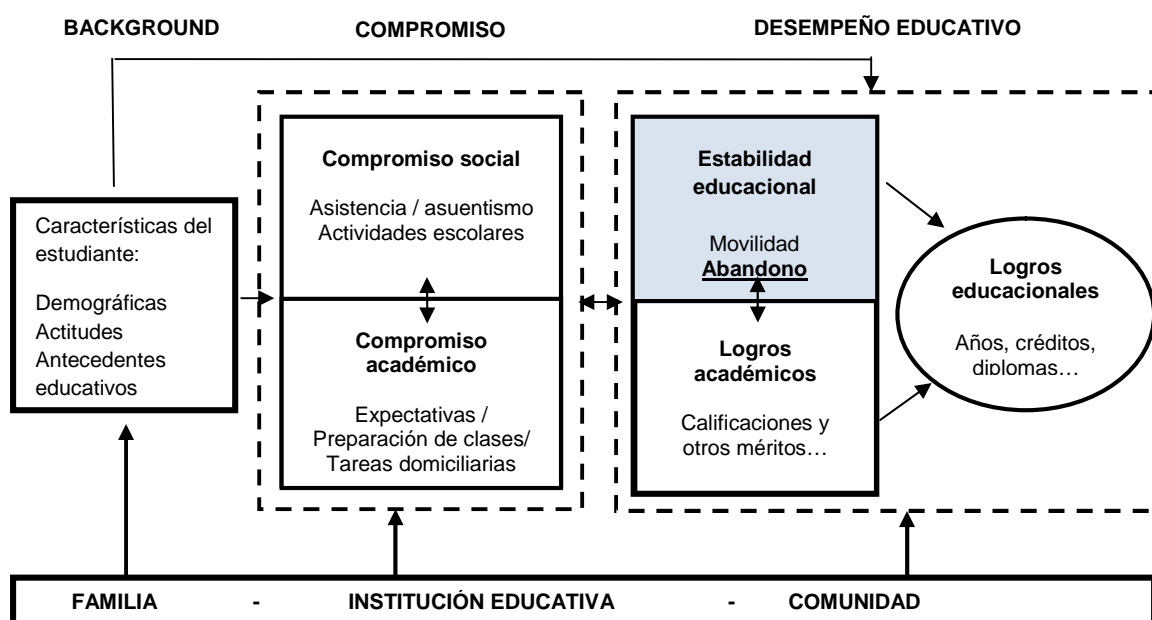
II.1.1. El enfoque individual

Aunque existen distintas vertientes dentro del enfoque individual, hay un consenso generalizado sobre la influencia particularmente determinante del compromiso del joven con respecto a su educación: el compromiso tanto académico (o de aprendizaje) como compromiso social. Este involucramiento del joven con el sistema educativo se refleja tanto en las actitudes del estudiante respecto a la educación formal –en clase–,

como a las informales –relacionamiento con pares y padres–. A su vez, este comportamiento se ve influido por el trasfondo (*background*) familiar del joven, que también incide directamente en sus resultados educativos. Dentro del conjunto de características que determinan el trasfondo del individuo pueden destacarse el género, raza, etnia, estatus de inmigrante, y otros atributos individuales como alguna discapacidad o bajas expectativas sobre estudios y futuros trabajos.

En el desempeño educativo de los jóvenes se desarrolla, como muestra la figura 1, en tres áreas fundamentales: los logros académicos, la estabilidad educativa y los logros educacionales. Es en la segunda área que se enmarca el fenómeno del abandono de los estudios bajo esta perspectiva de análisis.

Figura 1. Los determinantes del desempeño educativo desde el enfoque individual



Fuente: en base a Rumberger (2004)

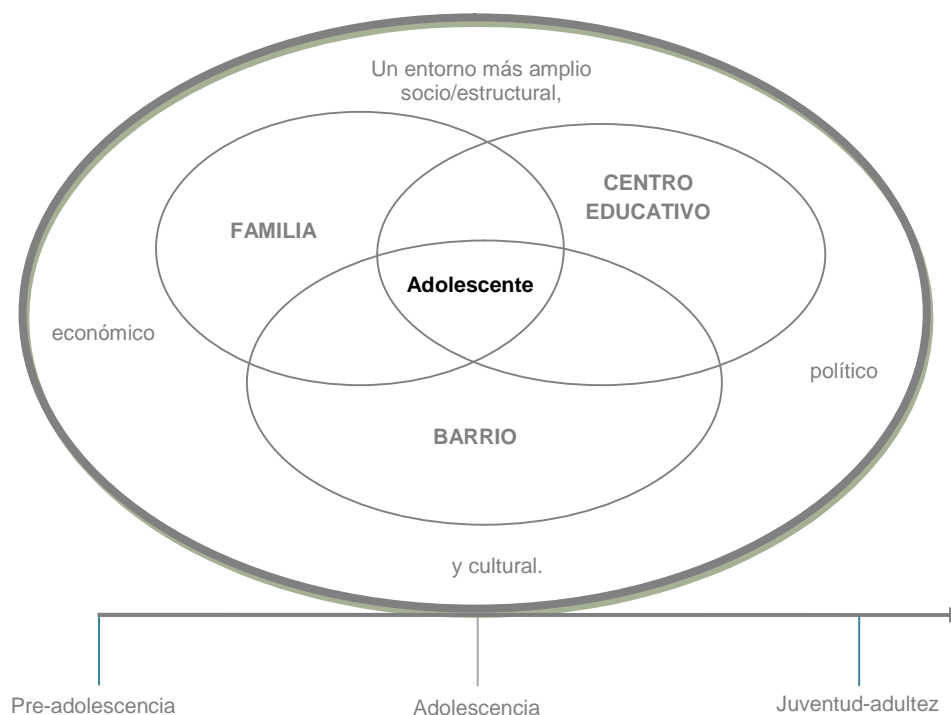
A grandes rasgos, todos los elementos que intervienen en este esquema son procesos relacionados y actúan con reciprocidad. A través de ellos se pueden distinguir algunos factores que sistemáticamente aparecen como predictores del abandono, como la movilidad de centros –que puede ser visto como un determinante del bajo desempeño y también como una consecuencia del mismo– o el ausentismo –que suele evidenciarse como una de las señales más claras de falta de compromiso–.

II.1.2. El enfoque institucional

El segundo enfoque presentado por Rumberger (2004) es el que se basa en las instituciones, una perspectiva de análisis usualmente utilizada por las ciencias sociales, como la economía, la sociología, o la antropología. Desde enfoque, se entiende que el comportamiento del individuo está moldeado no sólo por el entorno familiar sino también por otros tipos de contexto, como el de los centros educativos, el de la comunidad y de los pares. Sin embargo, este tipo de literatura también adjudica a la familia un rol protagónico en la trayectoria educativa de los jóvenes. En particular, el estatus socioeconómico –medido generalmente a través del ingreso y los años de educación de los padres– parece ser un predictor muy poderoso del desempeño educativo y la asistencia (Rumberger, 2004).

Este mecanismo, por el que la condición socioeconómica del hogar influye en el resultado educativo de los jóvenes, puede ser interpretado desde la teoría del capital humano. Esta teoría –marco general en el que se suscribe el modelo de análisis de este trabajo – explica cómo la inversión en educación es tomada por el individuo (y su familia) como resultado de un programa de maximización de utilidad en el que influyen tanto atributos personales como variables de distinto tipo relacionadas con los costos y beneficios de dicha inversión.

Figura 2. La influencia del contexto en el adolescente a través del tiempo (enfoque de instituciones)



Además de la importancia del estatus socioeconómico del hogar, Coleman (1988) utiliza el concepto de capital social como otro factor que explica la conexión entre el trasfondo (*background*) familiar y el desempeño educativo de los jóvenes. El capital social –que se manifiesta en la relación que los padres tienen con los hijos, con otras familias y con las instituciones de enseñanza también influye en el desempeño educativo, según este autor, independientemente de los efectos de las otras formas de capital.¹¹

Como se ilustra en la Figura 2, además de la familia, los otros dos tipos de factores que inciden en los resultados educativos son: i) los factores institucionales asociados a la oferta educativa (infraestructura, calidad educativa, planes de estudio, etc.),¹² y ii) los factores de contexto asociados con la comunidad y los pares, que pueden influir en los resultados educativos por la vía del ejemplo e imitación de los comportamientos de grupo (los “efectos de vecindario”). Ambos tipos de factores son los que presentan resultados más diversos en la literatura empírica –en las estimaciones sobre su impacto en el desempeño educativo de los jóvenes–, por las dificultades metodológicas a la hora de intentar estimar sus efectos sobre el desempeño (Rumberger, 2004).

II.2. La teoría del capital humano

A mediados de los años sesenta los estudios sobre el capital humano se volvieron un elemento fundamental de la teoría del crecimiento económico, básicamente porque este último fenómeno ya no podía explicarse con los modelos tradicionales basados en funciones de producción que dependían sólo de los factores trabajo y capital físico (Mincer, 1994). Si bien los estudios sobre la incidencia de la educación en los ingresos y la actividad económica se remontan al menos a los trabajos de Adam Smith en el SXVIII, con la incorporación explícita del capital humano como factor de producción en los modelos de crecimiento, se abre un nuevo capítulo en la literatura del crecimiento económico junto con las nuevas “teorías del crecimiento endógeno”¹³ (Freeman, 1986).

¹¹ Aunque el trabajo original de Coleman se basó en medidas indirectas del capital social (como la estructura familiar), algunos estudios recientes mejoran las estimaciones con medidas más directas de las relaciones familiares y encuentran resultados significativos y positivos (Rumberger, 2004).

¹² Como estos factores también pueden influir en los beneficios y costos de la educación percibidos por las familias –aunque sus estimaciones son generalmente complejas y muestran resultados empíricos de distintos signos–, este tipo de factor también se contempla desde la teoría del capital humano, y por tanto se profundiza en la siguiente sección.

¹³ Romer (1989), Barro (1991), Debraj Ray (1998). Otras investigaciones empíricas más recientes como las de Ciccone y Papaioannou (2006) o Galor y Zeira (1993) explican los dísimiles desempeños de las economías por las diferencias en las inversiones en capital humano que se generan a través de las imperfecciones en el mercado de crédito.

Además de estos estudios a nivel agregado, se fueron consolidando los postulados básicos de lo que hoy se denomina “teoría del capital humano”, que también se interesa en la relación educación-ingresos o educación-crecimiento (ambas a través del efecto de la educación en la productividad del trabajo), pero cuyo abordaje es microeconómico. Los primeros modelos de capital humano desde esta perspectiva se centran en el proceso de toma de decisiones de un individuo racional y maximizador, es decir, en un agente representativo típico del enfoque neoclásico. En esta línea los trabajos pioneros estuvieron a cargo de Gary Becker, Theodore Schultz, Yoram Ben Porath, Yoram Weiss, y Jacob Mincer, entre otros. Aunque ya se habían publicado varios trabajos valiosos desde la economía de la educación, los modelos de capital humano desarrollados a mediados de los sesenta fueron los primeros en proponer un análisis teórico completo de precios sobre las decisiones individuales en educación, derivando así implicaciones para la oferta de trabajo, la determinación de salarios, y la trayectoria de los ingresos a lo largo del ciclo de vida. De esta manera, a nivel de las decisiones individuales se comienza a profundizar en el estudio de la demanda por educación y su relación con la oferta de trabajo, consecuencia simplemente de que las personas que demandan educación ofrecen su trabajo en el mercado laboral (Freeman, 1986). Esta decisión individual respecto a inversión en capital humano e ingreso al mercado de trabajo se ha convertido en uno de los principales objetos de estudio de la economía laboral moderna (Mincer, 1994).

II.2.1. Demanda y oferta: la elección individual óptima del modelo original de Becker

La hipótesis fundamental de la teoría del capital humano es que la educación contribuye a mejorar las capacidades productivas de los individuos, y con ello, sus ingresos futuros. Este enfoque considera la educación como un tipo de inversión, con la peculiaridad de que es una inversión que queda incorporada al individuo: no es un activo transformable o sustituible (Becker, 1975). A continuación se presenta brevemente el modelo original de Becker sobre la decisión óptima de inversión en capital humano por parte de un individuo.¹⁴

En este modelo, los diferenciales de salarios se explican por las diferencias individuales de productividad, y éstas a su vez son determinadas por las diferencias de inversión en educación o “entrenamiento” realizada por los individuos a lo largo de su vida. Para adquirir competencias que el mercado de trabajo luego compensará, se enfrentan ciertos “costos de entrenamiento” comparables con cualquier otra inversión.

¹⁴ El modelo que aquí se presenta se basa en la reedición de 1975 de su obra original (1964), de igual nombre: “Human Capital: a theoretical and empirical approach.”

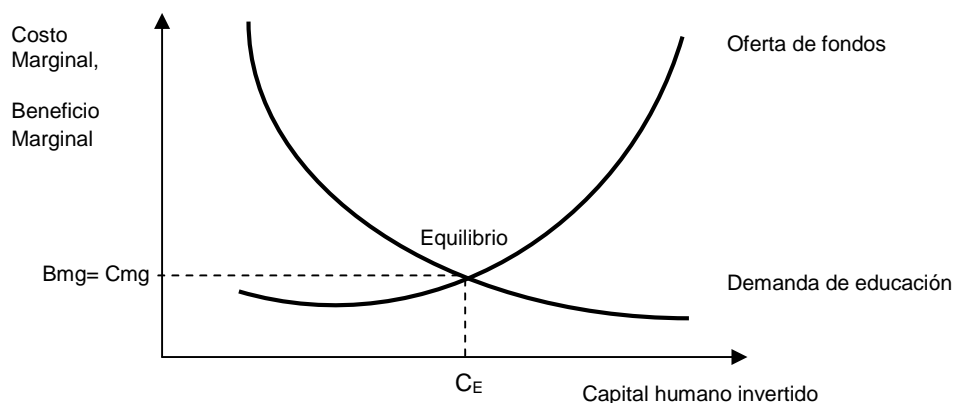
Estos costos incluyen los gastos de estudio (matriculación, costos de transporte y alojamiento, materiales, etc.), las pérdidas potenciales de ingreso que no se obtiene por ocupar tiempo en estudiar, y también pueden considerarse los costos psicológicos – los menciona explícitamente Becker– del estrés y de la dificultad de los estudios. El beneficio marginal de un año más de educación se define como el incremento que resulta del flujo discontinuo de ganancias esperadas, y el costo marginal como el ingreso “perdido” (el costo de oportunidad) y los costos directos privados (como matriculación y transporte) asociados a cada unidad adicional de este tipo de inversión. El número óptimo de años de educación para cada individuo será el resultado de comparar estos beneficios y costos marginales.

En este modelo, la demanda de capital humano se define como una función que expresa el beneficio marginal para cada “unidad adicional” de inversión en educación (Becker 1975). El capital humano es un tipo de capital particular, por el hecho de estar incorporado en su inversor. Esto tiene dos implicancias fundamentales: es una inversión que genera rendimientos decrecientes por el simple hecho de que la capacidad física de memoria y procesamiento –junto con otros rasgos personales– son limitados; y por otro lado, es una inversión que requiere dedicación de tiempo del inversor. Este tiempo (dedicado a la educación) tiene asociado en cada momento un costo de oportunidad: las retribuciones renunciadas, en términos de Becker. Además, como la vida de los seres humanos es finita, las inversiones tardías no pueden producir rendimientos durante tanto tiempo como las tempranas. Así, el costo de oportunidad de la inversión aumenta en la medida que se tienen más años de edad, al tiempo que el respaldo social –a través de familias e instituciones que apoyan la inversión– va disminuyendo. Ambos factores (rendimientos decrecientes y costos crecientes) determinan que la pendiente de la curva de demanda de educación sea negativa (Figura 3).

La oferta de capital humano, por su parte, muestra el costo marginal financiero efectivo para ese individuo, que puede representarse –por razones de simplicidad– por el tipo de interés para cada unidad adicional de inversión. Como los mercados de capitales son segmentados, hay préstamos más accesibles que pueden utilizarse primero (familia, estado, programas especiales) pero estas posibilidades están racionadas. A medida que un individuo acumula capital humano, tenderá a desplazarse de los préstamos más baratos a los más caros y eso explica por qué la curva de oferta de fondos tiene inclinación positiva (Figura 3). En este sentido, cada curva de oferta individual tiende a ser “más alta” cuanto mayor sea la dificultad de acceso al crédito. A

su vez, la tasa de crecimiento de los costos de financiación será menor cuanto más lenta sea la acumulación de capital humano (la acumulación de recursos propios, por ejemplo, podría reducir la necesidad de depender de recursos más caros).

Figura 3: la elección óptima de inversión en capital humano



Fuente: Becker (1975)

El equilibrio que determina la cantidad óptima de inversión para un individuo se da cuando el beneficio marginal se iguala con el costo marginal del. En términos gráficos, este óptimo se corresponde con la intersección entre la curva de oferta de fondos y la de demanda de educación. Si la demanda fuera mayor a la oferta, el beneficio marginal excedería la tasa marginal de interés y los ingresos aumentarían con una inversión adicional en educación (no tendría sentido para un individuo maximizador detener en esa instancia los estudios). Por otra parte, si la tasa marginal de interés excediera el beneficio marginal de la inversión, se estarían generando pérdidas en términos del valor actualizado de los ingresos futuros por una subinversión en capital humano.¹⁵ De esta forma, aquellos individuos que tienen curvas de demanda “más altas” o de oferta “más bajas” invertirán más que los demás en su educación. Becker (1975) plantea dos casos extremos para ilustrar estas diferencias que pueden surgir por los tipos de demanda y oferta que enfrentan los individuos. Por un lado, el “planteamiento igualitario” se basa en el supuesto de que todos los individuos tienen similares capacidades –relacionado con las habilidades individuales– para beneficiarse de la inversión en capital humano, y que por tanto las diferencias en inversión se deben a diferencias del contexto: riqueza familiar, azar, subvenciones que determinan distintos accesos a fondos, entre otros factores que determinan distintos tipos de

¹⁵ Pero, ¿es razonable suponer que niños y jóvenes toman sus decisiones racionalmente de acuerdo a este programa de maximización? Becker (1975) señala que estas elecciones en su gran mayoría son guiadas y financiadas parcialmente por los padres; así, mientras “estos obtengan algún beneficio monetario o psíquico de un incremento del bienestar económico de sus hijos tendrán un incentivo para ayudarlos a tomar decisiones correctas.”

acceso a financiamiento. Por otro lado, el “planteamiento elitista” parte del supuesto de que estas últimas son las similares, y que la diferencia en los resultados educativos por tanto depende de las capacidades que determinan distintas curvas de demanda.

Figura 4. El caso “igualitario”

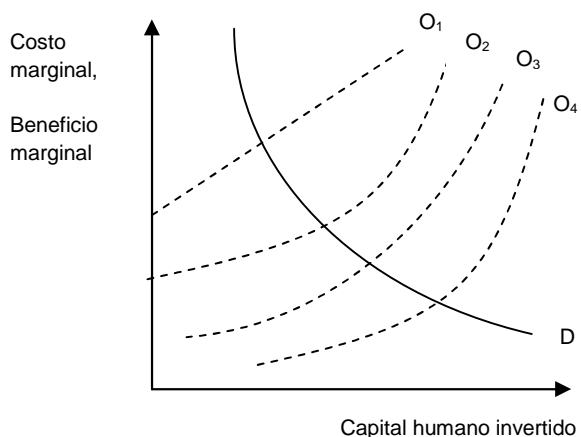
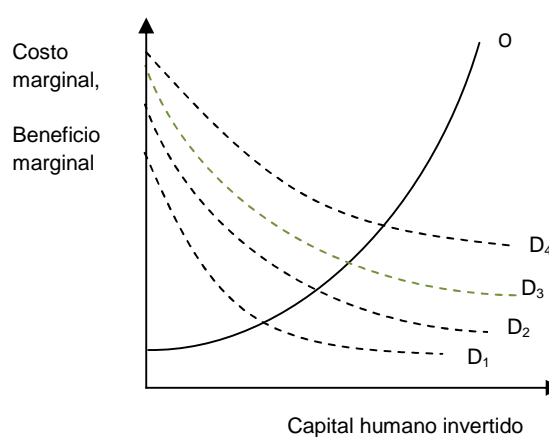


Figura 5. El caso “elitista”



Fuente: en base a Becker (1975)

II.2.2. El papel de los retornos a la educación.

Smith señalaba ya a mediados del SXVIII que las ocupaciones que requieren más tiempo y gasto en entrenamiento deberán pagar más salarios para compensar ambos gastos y la inversión temporal realizada. Mincer y Becker, entre otros, son los reformuladores modernos de estas primeras ideas (Rosen, 1986).

Los retornos a la educación son un elemento clave en los estudios sobre inversión en capital humano –a nivel individual y agregado–, ya que desde este enfoque, constituyen la principal motivación detrás de la inversión en educación para los individuos. En este sentido, se ha desarrollado una extensa literatura sobre los retornos a la educación –principalmente en términos de ingresos–, con distintos modelos que buscan representar la relación entre estas variables, tomando en cuenta los efectos del ciclo de vida (Ben Porath, 1970), la experiencia laboral, las aptitudes, la valoración del ocio y el trasfondo (“*background*”) familiar. En estas modelizaciones no se incorpora la posibilidad de que la educación sea un fin en sí mismo y en los trabajos empíricos que buscan respaldar los desarrollos teóricos suelen descartarse los beneficios individuales y sociales no monetarios de este tipo de inversión (en otras palabras, siguen desarrollándose en base a la hipótesis fundamental o básica de la

teoría del capital humano).¹⁶ Contemporáneamente a los primeros desarrollos de Becker, Mincer¹⁷ desarrolló una serie de estudios sobre la relación entre educación e ingresos, y de ahí surgieron las conocidas y tan utilizadas ecuaciones que llevan su nombre (“ecuaciones de Mincer”).

Cahuc y Zylberberg (2004) señalan que, sobre todo para economías desarrolladas, se han realizado varios estudios que constatan una relación positiva entre edad e ingresos laborales a lo largo del ciclo de vida: luego de un primer momento de educación en donde no se perciben ingresos, la curva se muestra cóncava y llega a un máximo entre los 50 y 60 años, para luego ir retrocediendo gradualmente. Estos autores señalan que los primeros trabajos sobre retornos educativos muestran que la teoría del capital humano explica la relación entre edad e ingreso laboral “naturalmente.”¹⁸

Además de los esfuerzos concentrados en explicar los retornos en función de características individuales, hay también estudios que buscan explicar la incidencia de factores institucionales, es decir de contexto y no personales, sobre estos retornos. King et al (2010), por ejemplo, buscando probar “la hipótesis de Schultz” –que establece que los retornos serán mayores en los países donde los shocks de tecnología, producción o precio son comunes y por lo tanto la capacidad administrativa para adaptar las asignaciones de recursos a estas perturbaciones es más requerida– estiman el impacto de la “libertad económica” (en términos de menor intervención estatal) en las retribuciones asociadas a distintos niveles de educación. Realizan para ello un estudio con 122 encuestas de 86 países en vías de desarrollo para los que efectivamente encuentran una relación positiva entre ambas variables. Se parte de la base de que mientras que el capital físico puede movilizarse libremente entre países, el capital humano no, y por ello, podrá encontrarse significativas diferencias en los retornos marginales del capital humano en distintos países, incluso si las funciones de ingresos –como las ecuaciones de Mincer– muestran tendencias similares.

¹⁶ De todas formas, que la hipótesis considere a la educación únicamente como una inversión no quiere decir que estos primeros desarrollos no hayan contemplado otros tipos de beneficios que se derivan de la misma. En la definición de los beneficios marginales de la inversión en educación de su modelo original, Becker (1975) plantea que en teoría deben considerarse explícitamente también los beneficios no monetarios (status, relaciones sociales, involucramiento y mayor participación ciudadana, etc.) junto con los monetarios.

¹⁷ Ver Mincer (1994) y Heckman et al (2003) para una versión más actualizada de las ideas originales desarrollada en la década de los años setenta.

¹⁸ Algunas extensiones importantes de los modelos básicos pueden encontrarse, entre otros, en Heckman (1976), donde se introduce un *trade-off* explícito entre consumo y ocio; y en Weiss y Blinder (1975), que también incorpora explícitamente en su modelo la opción del ocio, dividiendo el estudio del ciclo de vida en cuatro etapas: la educación, el entrenamiento en el trabajo, el trabajo y el retiro. Los autores señalan que con ese estudio logran integrar dos ramas de la teoría del ciclo de vida que “al momento resultaban incompatibles”: el modelo de oferta de trabajo con salarios exógenos y los modelos de capital humano con ocio exógeno.

II.3. Algunas críticas y extensiones de la teoría del capital humano

II.3.1 Señales vs. productividad y la eficiencia de los resultados educativos

Si bien la relación positiva entre educación e ingresos ha sido ampliamente constatada, la interpretación de este nexo no siempre se realiza desde la teoría del capital humano. La teoría de la “señalización” o de “señales” cuestiona que los diferenciales de salarios se determinen por diferencias individuales de productividad, lo que constituye la hipótesis de partida de la teoría del capital humano (Cahuc y Zylberberg, 2004). Uno de los principales exponentes de este enfoque de señales es Michael Spence, quien plantea que la virtud esencial de los estudios (sobre todo los de formación general, como los de la etapa escolar y liceal) es que sirven para seleccionar los estudiantes individualmente: la educación juega el rol de filtro de los individuos en base a sus habilidades intrínsecas, permitiéndoles demostrarlas vía resultados en educación como señal a sus futuros empleadores (Spence, 1973).

Así, la optimización individual no tiene por qué conducir, en términos agregados, a una situación de eficiencia social, como plantea la teoría del capital humano. En efecto, Spence (1973) plantea que el sistema de filtros que utilizan los empleadores conduce a ineficiencias provenientes de una tendencia a la sobreinversión en educación. Weiss (1995), siguiendo el enfoque de Spence, reconoce que las características previas que determinan el posterior éxito en los estudios son inobservables, y que pueden encontrarse probablemente a través de los resultados obtenidos, como forma de señalización por parte de los estudiantes. Sin embargo señala que estos modelos pueden verse como una extensión de la teoría del capital humano que postula otro vector de causalidad de educación a ingresos, manteniendo el análisis de costos y beneficios como base de la decisión de inversión.

II.3.2. Mejoras en el tratamiento de los costos y beneficios de la educación

En el marco de la teoría del capital humano, se han realizado algunas extensiones que destacan la necesidad de introducir mejoras en la medición de los beneficios, de los costos y de incorporar en los modelos alguna estimación referida a la calidad educativa y al sistema de enseñanza.

En este sentido, la hipótesis que reduce los costos de la educación exclusivamente a las “retribuciones perdidas” –en términos de Becker–, implica un problema de omisión importante, puesto que los costos tienen múltiples componentes. Los costos privados directos también deberían ser considerados, y dentro de ellos deberían contemplarse

no sólo los gastos corrientes (zapatos, ropa, matrículas) sino también otros menos tangibles como las distancias a pie, la superpoblación de alumnos respecto a profesores, entre otros (Redmount, 2002). También puede mejorarse la precisión con la que se estima el costo de oportunidad de la inversión en educación. Algunos esfuerzos en este sentido consideran no sólo el salario perdido (el potencial que podría alcanzar el joven) sino que proponen también ajustar esta medida por la probabilidad de conseguir un empleo con ese salario. A su vez, para realmente abarcar todo tipo de costos deberían considerarse otros tipos de factores, como las becas o transferencias públicas que se den condicionales a la asistencia educativa, calibrando así de mejor manera la medida del costo de oportunidad (Cahuc y Zylberberg, 2004).

Por último, la calidad de la oferta educativa es un componente a veces omitido (uno de los tres grandes factores de contexto identificados por Rumberger) que podría afectar tanto los costos como los beneficios de la educación –y por tanto, desde la teoría del capital humano, podría incidir en la demanda por educación– (Birdsall, 1985; Redmount, 2002). Rumberger (2004) distingue, en este sentido, cuatro principales características que influyen en las decisiones de asistencia y que están asociadas a los centros educativos: la composición del alumnado (varios estudios muestran que esta característica predice la deserción estudiantil, cuando se controla por los demás factores); los recursos (también tiene un efecto positivo y se puede medir a través de ratios alumnos/profesores); características estructurales (refiere a tamaño, ubicación, si es público o privado); y las prácticas y políticas educativas. Un estudio para países de la OCDE¹⁹, por ejemplo, señala que en promedio 33% de la varianza de la performance de los estudiantes depende del tipo de institución a la que asista (Cahuc y Zylberberg, 2004). Por su parte, Hanusheck (2002) realiza una reseña de más de 350 estudios empíricos sobre el tema, y encuentra un efecto positivo de la calidad educativa en los resultados educativos, pero advierte del peligro de buscar explicar las performances individuales a través de la influencia de los pares y su entorno educativo directo: éstas pueden depender de características personales no observadas (estudiantes de situación socioeconómica más privilegiada que van a escuelas de mejor calidad).

Otros estudios se concentran en estudiar los efectos de largo plazo en los logros educativos asociados con la oferta educativa en un país. Santos (2007), por ejemplo, estudia cómo los problemas de oferta pueden conducir a situaciones de baja movilidad

¹⁹ Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

social: los jóvenes de hogares pobres asisten a escuelas de peor calidad e interactúan con pares de bajo nivel educativo, lo que refuerza sus dificultades originales para el desempeño.²⁰

II.3.3 La decisión estudiar-trabajar: ¿*trade-off*?

A través de la relación entre educación y costo de oportunidad (“retribuciones perdidas”, en términos de Becker), el estudio de la inversión en educación y el de la oferta de trabajo se vuelven parte del mismo problema. Con los primeros trabajos desde la teoría del capital humano, esta asociación entre demanda de educación y oferta de trabajo se presenta como una teoría y de ahí parte una extensa literatura que aún hoy continúa sustentada en estos primeros aportes. Trabajos más recientes intentan resolver aspectos que quedan ambiguos o no son incorporados explícitamente en algunos modelos que explican las decisiones de demanda por educación y oferta de trabajo. En particular, y sobre todo contemplando a los individuos que toman estas decisiones al comienzo de su ciclo de vida (niños y jóvenes), la opción de combinar ambos tipos de actividades o de que no realizar ninguna son alternativas que complejizan el *trade-off* básico de trabajo-estudio.

En Guarcello et al (2002), por ejemplo, se especifica un modelo que contempla cuatro alternativas excluyentes para los jóvenes: trabajar únicamente, estudiar únicamente, combinar ambas actividades y también no estudiar ni trabajar. Se supone que la elección del hogar en relación a estas actividades es guiada por un índice de utilidad inobservada $I = f(Z, X, C, S)$, donde Z indica el conjunto de características del hogar incluyendo el ingreso esperado o “permanente” neto de la contribución del joven; X es una *proxy* de la tasa de retorno de la actividad laboral del joven y de los costos y retornos a la educación; C indica un conjunto de variables relacionadas con las restricciones de crédito, acceso a mecanismos de seguros públicos o privados; y S representa los shocks.

Ruhm (1997), por su parte, señala que la combinación de trabajo y estudio en forma simultánea tiene un efecto en teoría ambiguo en los ingresos futuros. Por un lado, implica probablemente una menor inversión en capital humano; pero a su vez genera una mayor experiencia y una transición menos abrupta entre la etapa del entrenamiento y la de trabajo. También así se relativiza el *trade-off* de estudio-trabajo, aunque de todas formas, dado que el tiempo es finito, es probable que no se obtengan

²⁰ Esto podría comprenderse también desde el enfoque de las instituciones que reseña Rumberger, en el que factores de contexto actúan en simultáneo sobre las decisiones de los jóvenes y sus familias.

los mismos resultados que en soluciones de esquina (especialización en trabajo/especialización en estudio).

Respecto a la situación particular de los jóvenes que no estudian ni trabajan, si bien a primera vista parece extraño que el ocio de los jóvenes (como única “actividad”) sea una solución del programa de maximización de utilidad de un hogar, Bacolod y Ranjan (2008) muestran que en presencia de utilidad positiva del ocio, y de costos directos de la educación, la situación de ociosidad (“*idleness*”, es decir, no estudiar ni trabajar) puede ser elegida como forma de optimizar la utilidad de los hogares pobres, sobre todo en el caso de los jóvenes que demuestran tener pocas habilidades para el estudio. Dentro de este grupo de jóvenes, en la literatura para América Latina, se identifican dos perfiles distintos: por un lado, un grupo asociado a una situación de extrema vulnerabilidad y exclusión social tanto de jóvenes hombres como mujeres con bajas perspectivas de futuro; y por otro, un grupo –también vulnerable– que no estudia ni trabaja en el mercado por dedicarse a la realización de tareas domésticas en el hogar (que es en sentido estricto un trabajo, pero no es remunerado ni recogido por tanto en las estadísticas de empleo y desempleo) –situación que en realidad no es de “ociosidad” y se da particularmente en las mujeres– (CEPAL, 2002; PNUD, 2009).

II.4. Decisiones intrafamiliares y shocks macroeconómicos

La familia es uno de los factores de contexto de mayor incidencia en el desempeño educativo de los jóvenes, o al menos así ha sido interpretado en gran parte de los estudios sobre este tema (Rumberger, 2004). A través de la teoría del capital humano puede entenderse cómo estos jóvenes junto con sus familias toman decisiones no independientes sobre la educación y el involucramiento con el mercado de trabajo. Pero, ¿cómo es que se toman estas decisiones en el marco de las familias?

II.4.1. Educación de los jóvenes y decisiones intrafamiliares

Dentro de cada hogar hay consideraciones de eficiencia y equidad que afectan las decisiones sobre inversión en educación de cada integrante, así como sobre su participación en el mercado de trabajo o en la producción doméstica, que pueden trascender el mero ejercicio individual de maximización de ganancias esperadas para el ciclo de vida. Pese a su consideración explícita desde los primeros desarrollos sobre el capital humano, Freeman (1986) señala que la influencia del entorno en la decisión del joven es el elemento omitido más importante de los modelos empíricos desarrollados en base a los postulados teóricos de la teoría del capital humano. De

todos modos, señala que es un factor que puede modelizarse bajo este marco conceptual sin distorsionar su esencia en lo absoluto: si el trasfondo familiar afecta la habilidad de los individuos para beneficiarse de las inversiones en educación, entonces aquellos individuos que vienen de hogares mejor posicionados tendrán una curva de demanda individual más alta, obteniendo un retorno más alto. El contexto familiar también puede afectar el costo de los fondos que enfrentan los individuos, lo que en el caso de hogares de mayores recursos podría representarse con una curva de oferta con menores costos para cada nivel de educación invertido (similar al ejercicio propuesto por Becker al plantear los extremos opuestos del “caso igualitario” y “el caso elitista”).

Sin embargo, hay enfoques que sí trascienden esta consideración del comportamiento del individuo en relación a su trasfondo familiar para dedicarse al estudio concreto de la interdependencia de las decisiones dentro del hogar. Cahuc y Zylberberg (2004) señalan que estos trabajos se concentran en las decisiones de asignación de tiempo, a través de dos interpretaciones distintas del proceso de elecciones: i) el modelo unitario, que parte del supuesto de que la familia puede verse como un solo agente con una función de utilidad propia –y por tanto el resultado global óptimo para el hogar no es la simple suma de los resultados de optimización de cada uno²¹–, y ii) el modelo colectivo, que postula que las decisiones son hechas fundamentalmente por los individuos, y la familia no es más que un marco particular que ensancha o contrae el rango de decisiones de cada individuo miembro.

En el primer caso, considerando las decisiones intrafamiliares relacionadas a la inversión en capital humano, se entiende que la familia actúa asignando el tiempo en estudio, trabajo o tareas domésticas de cada individuo como una unidad²³ (Ferreira, 2008). Un fenómeno relacionado con esta toma de decisiones, en un contexto de modelos unitarios, es el caso del trabajador añadido (*added-worker*): cuando, por ejemplo, los ingresos del hogar se contraen por menores salarios del jefe de hogar o por su pérdida de empleo, podría esperarse que otros integrantes de la familia (cónyuge o hijos jóvenes) se incorporen al mercado de trabajo para compensar tales pérdidas. Sobre todo para el caso de los jóvenes, esta decisión implicaría un menor tiempo para los estudios, por lo que, en un modelo unitario, la familia debería elegir

²¹ Esta visión implica teóricamente el diseño de un mecanismo, de una Función de Bienestar Social en las que las preferencias del hogar se manifiesten como decisiones de grupo, aunque este mecanismo debe respetar las decisiones individuales de cada miembro para su implementación. Una alternativa a este enfoque desarrollada en los años ochenta dentro del marco de análisis de la familia surge del análisis de modelos de juegos cooperativos y de negociación, que soluciona algunas de las carencias reconocidas de los modelos unitarios tradicionales en los que los procesos de toma de decisiones a la interna de un hogar a veces se asemejan a “cajas negras” (Moya, 2006).

²³ Es el caso de los modelos de Guarcello et al (2002) y Bacolod y Ranjan (2008) mencionados anteriormente.

cuál es la mejor inversión considerando la utilidad total del hogar²⁴. Así, la inversión en educación realizada para cada joven podría depender también de la cantidad de jóvenes que haya en el hogar: dada la restricción presupuestal, la cantidad de hijos y la inversión en educación en cada uno están inversamente relacionados (Ferrari, 2008). En este sentido, las decisiones de inversión se pueden estar determinadas por la valuación realizada desde el hogar de las distintas alternativas posibles (de cuánto y cómo educar a el o los jóvenes), que a su vez dependen de preferencias en términos de altruismo y percepciones sobre el deber (Becker, 1993). Al respecto, en estas decisiones de inversión en educación tomadas al interior de cada hogar, pueden evidenciarse patrones de comportamiento diferenciados por género, en base a construcciones históricas, sociales y culturales sobre los distintos roles en la familia. En un estudio para América Latina de CEPAL, Daeren (2000) señala que las mujeres, sobre todo las que provienen de hogares de bajos recursos, tienen mayores dificultades para insertarse en el trabajo remunerado, lo que entre otros factores, está ligado a los obstáculos que enfrentan para delegar las responsabilidades domésticas y particularmente el cuidado de sus hijos o hermanos menores. Cuanto menores sean los retornos esperados de la educación para las mujeres y cuanto más temprano se desarrolle este vínculo con las tareas del hogar, es probable el hogar decida invertir en menor medida en los niveles de educación de las jóvenes.

En el segundo caso –modelos colectivos- el conflicto de intereses puede también incidir sobre el resultado en términos de inversión en educación de los integrantes de hogar. Ferreira (2008) plantea que si la tasa de descuento de los padres es menor que la del joven, y son ellos quienes toman las decisiones de inversión en educación de los más pequeños, el nivel de inversión será menor al óptimo para el joven. Esto, siempre y cuando existan imperfecciones en los mercados de crédito, puesto que la tasa de descuento sólo afecta las decisiones de consumo intertemporales pero no las de inversión.

II.4.2. El efecto de los shocks a través de imperfecciones en el mercado de créditos

Los jóvenes, tanto en las economías avanzadas como en las de menor desarrollo relativo, no sólo tienen tasas de desempleo más altas que los adultos, sino que

²⁴ Skoufias y Parker (2006) destacan la importancia de este tipo de fenómenos, y encuentran para el caso de México un efecto de added-worker en las mujeres cónyuges, que se deriva en menores niveles de inversión en educación de las jóvenes hijas -que pasan a suplantar a sus madres en las tareas del hogar-. La familia decide así, proteger más la inversión en capital humano de sus jóvenes hombres, como decisión óptima para el nivel de utilidad del hogar.

también tienen un comportamiento más elástico ante variaciones en las condiciones agregadas económicas (Kondylis y Manacorda, 2006).

En base a los modelos ampliados de capital humano y desde un enfoque que también contempla explícitamente las decisiones intrafamiliares, se ha desarrollado una literatura que trata específicamente la incidencia de los shocks macroeconómicos en las decisiones de acumulación en capital humano, perturbaciones que operan fundamentalmente a través de la imperfección de los mercados de crédito. Estos estudios se han concentrado sobre todo en los países subdesarrollados, tanto por la frecuencia y gravedad de sus crisis como por el grado de desarrollo de sus mercados de capitales (Guarcello et al, 2002). Para el caso de América Latina en particular, las persistentes crisis macroeconómicas de las décadas de los años ochenta y noventa han conducido a estudios que evalúan las distintas estrategias de los hogares ante shocks agregados, y también la forma en que estos hogares pueden o no mitigar algunos de los efectos de estas perturbaciones, mediante cambios en el patrón de consumo, suavización del mismo, y también cambios en la oferta laboral de sus miembros (McKenzie, 2004).

La teoría del capital humano señala que la inversión en capital humano de los jóvenes está intrínsecamente relacionada con la capacidad de las familias de acceder a los mercados financieros formales o informales (préstamos de familiares, amigos). Cuando hay restricciones en este sentido, las familias pueden verse forzadas a emplear el tiempo de los jóvenes en actividades que generen ganancias o ingresos –lo que podría implicar una disminución del tiempo dedicado al estudio–, o simplemente verse obligadas a retirar a los jóvenes de los centros de enseñanza por no poder enfrentar los costos directos de la educación. Esto, que particularmente será más intenso en los hogares de menores recursos, puede actuar como un factor de transmisión intergeneracional de la desigualdad (Skoufias y Parker, 2001; Perry et al, 2006). En términos generales, si existen restricciones crediticias o si el acceso al crédito varía según el nivel de ingreso de los padres, no es posible separar las decisiones de inversión y de consumo, y así, el ingreso permanente de los padres puede afectar la inversión en la educación de los niños.²⁶

Los argumentos macroeconómicos de la restricción crediticia apuntan al poder de compromiso de la riqueza inicial; es decir, sin un suficiente interés personal en el

²⁶ Según modelos de consumo de educación puede haber un efecto positivo del ingreso permanente de los padres en los logros educacionales de los niños incluso en ausencia de restricciones crediticias, ya que la educación de los hijos es un bien normal que varía positivamente con el ingreso de los padres (Fernández, 2006).

proyecto de inversión (en educación) por parte del futuro empresario (el joven), éste no tendrá ningún compromiso que lo lleve a revelar la verdad al prestamista (selección adversa) ni tampoco estará comprometido a tomar las acciones necesarias para asegurar el pago al prestamista (riesgo moral). En definitiva, el individuo no tiene una garantía, un bien hipotecable en caso de no reintegro del crédito, puesto que la inversión no se materializará en un tangible ni en un servicio, sino en su propia persona en forma de capital humano. Según Banerjee y Newman (1994) – referenciados en Ferrari (2008)– la gente pobre, en particular, tiene poco que perder y por lo tanto tienen pocas oportunidades crediticias.

En esta línea, el impacto diferenciado de los shocks en los países menos desarrollados, y dentro de ellos, en los hogares de menores recursos tiene implicancias particularmente importantes en términos de igualdad de oportunidades²⁷, y de transmisión intergeneracional de la pobreza. En Binder y Woodruff (2002) así como en (Perry et al, 2006) y tantos otros trabajos sobre este tema, se señala que la desigual distribución de los ingresos crea obstáculos para el desarrollo económico y uno de los canales a través de los cuales esto ocurre es dificultando las inversiones en capital humano (y también físico). Aquí el rol crucial de las imperfecciones en los mercados de capitales, puesto que no permiten a los hogares de menores recursos realizar inversiones redituables, y esta subinversión en capital humano tiene consecuencias de largo plazo, tanto para el individuo como para la sociedad y su economía. Si los pobres no pueden acceder a los recursos necesarios para la educación de sus hijos, entonces la inequidad de ingresos será transmitida de generación en generación.

Casanova (2008) señala que existen varios ejemplos de mecanismos a nivel micro que pueden generar trampas de pobreza. Uno de ellos es la existencia de indivisibilidades en las posibilidades de inversión en capital humano, que sumadas a imperfecciones en el mercado de capitales, siguiendo a Galor y Zeira (1993), llevan a que individuos que no alcancen determinado umbral de riqueza no puedan educarse. De este modo, se muestra que puede existir un equilibrio en el que la población queda segmentada en dos grupos: agentes calificados con mucha riqueza, y agentes no calificados con baja riqueza. También Carter y Barrett (2006) y Azariadis y Stachurski (2005) relacionan estos fenómenos con la existencia de trampas de pobreza: son las estrategias de

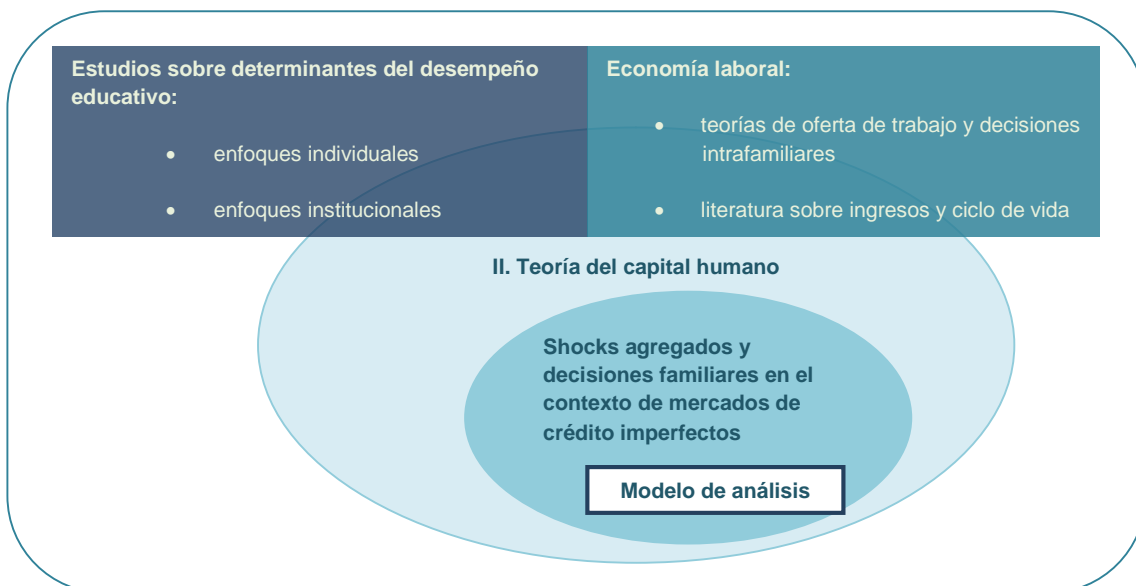
²⁷ La igualdad de oportunidades se entiende aquí en el sentido planteado por Roemer (1998). Cuando las circunstancias –factores exógenos al individuo– no afectan la consecución de un determinado logro o resultado, tanto directamente como indirectamente, entonces se puede decir que existe igualdad de oportunidades. En cambio, cuando se evidencia un patrón sistemático que relaciona un resultado a determinadas circunstancias, hay una desigualdad en la distribución de oportunidades en la sociedad.

mitigación de riesgo por parte de los hogares, sumadas a la falta de mercados para asegurar riesgos y fallas en los mercados de crédito, las que pueden conducir a un equilibrio (en forma de “trampa”) de este tipo. Los hogares pobres, en presencia de fallas de mercado, pueden asignar sus activos en actividades de reducida volatilidad en los retornos pero de bajo rendimiento esperado para suavizar su consumo, lo que afecta su capacidad de acumulación. En este sentido, los shocks pueden tener un efecto en las decisiones de los hogares no sólo por los cambios en el trabajo o el salario de quienes aseguran el consumo corriente de las familias, sino también por los cambios que generan sobre las perspectivas de trabajo futuro, y del aumento en la incertidumbre asociada con los futuros retornos a la educación.

Esta literatura específica sobre cómo la inversión en educación en medio de mercado de capitales imperfectos puede traducirse en múltiples obstáculos para reducir los niveles de desigualdad, es particularmente abundante y rica para la región, puesto que se trata de la más desigual del mundo. Existe amplio consenso en la literatura desarrollada para estos países sobre el papel del capital humano en la reproducción de la desigualdad, fenómeno que se complejiza aún más considerando los bajos niveles de movilidad intergeneracional (Sanromán, 2009). CEPAL (1997) a mediados de los noventa expresaba, categóricamente: “El origen socioeconómico y familiar continúa siendo en América Latina, a pesar de los esfuerzos que se han hecho por masificar el acceso al sistema educativo formal, un factor decisivo en las oportunidades presentes y futuras de educación e integración social y económica de los individuos. El hecho de que las oportunidades de educación sean en alto grado heredadas –y, por consiguiente, las oportunidades de acceso a empleos más estables y mejor remunerados– constituye un elemento clave de la reproducción de las desigualdades socioeconómicas, lo cual limita las posibilidades de aprovechar aquellas estrategias de competitividad basadas en el avance tecnológico y la acumulación de conocimiento.” Pasados ya más de diez años, cualquier otro trabajo de CEPAL, PNUD –o cualquier otro organismo que trate con particular interés este tema en la región– que se lea en la actualidad siguen sosteniendo lo mismo – publicado en la actualidad sobre este tema sigue manteniendo el mismo énfasis. Es ilustrativo, en este sentido, el último título del informe regional sobre desarrollo humano (PNUD, 2010): “Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad”. Sin embargo, cabe destacar la fuerte incidencia y expansión que han tenido las ideas de capacidades y funcionamientos, la idea de la libertad como fin, la capacidad de agencia de los individuos, entre otros conceptos que

forman parte del paradigma de desarrollo que tiene como principal exponente a Amartya Sen. En este sentido, y sobre todo respecto a la capacidad de agencia de los individuos, ahora no sólo se subraya la importancia de las desigualdades “heredadas” sino también en la capacidad y percepción subjetiva de los individuos respecto a su futuro. “Existen estudios (...) que ilustran en qué medida los niveles de escolaridad o de ingresos de una generación están correlacionados con aquellos de la generación anterior. La conclusión es que cuanto mayor es la correlación intergeneracional entre estas variables, mayor es la influencia de los factores determinados por el hogar (unidad doméstica en que se nace) en la reproducción de la desigualdad. (...) El Informe propone un enfoque de análisis de la desigualdad basado en estos elementos adicionales, denominados restricciones operativas (...) Entre las limitantes que inciden en las decisiones de los hogares al invertir en el desarrollo humano de sus miembros destacan importantes elementos subjetivos que influyen en la determinación de las aspiraciones y los logros alcanzados (...) Según estos hallazgos, aquellos hogares que perciben que existe mayor movilidad –es decir, que la movilidad es posible y por tanto vale la pena realizar el esfuerzo necesario para lograrla– tienden a invertir más en escolaridad. La diferencia respecto de aquellos que no perciben que la movilidad es posible es de al menos un año de estudios.” (2010)

Figura 6. Resumen esquemático: marco teórico y modelo de análisis



III- MODELO DE ANÁLISIS

Para analizar la relación entre ciclo económico y asistencia a nivel de enseñanza media, el presente trabajo parte de un modelo unitario simple de asignación del tiempo de los jóvenes, sustentado en los principales postulados de la teoría del capital humano. El modelo original es el presentado por Ferreira y Schady (2009), y para este caso de estudio se realizan algunas adaptaciones menores.

III.1. Modelo de dos períodos para la demanda óptima de educación

En Ferreira y Schady (2009)²⁹ se busca explicar los principales mecanismos por los que shocks agregados pueden afectar la inversión en capital humano de los jóvenes, a través de un modelo de asignación del tiempo entre educación y trabajo en un problema de maximización intertemporal de la utilidad. El modelo parte de hogares unitarios, asumiendo que las decisiones de inversión en capital humano y participación en la oferta laboral de los jóvenes son tomadas por el hogar en su conjunto. Los agentes representativos en el modelo viven dos períodos y su utilidad se determina por el consumo que realicen en ambos. En el primer período deben elegir cómo dividir su tiempo entre estudiar y trabajar: si trabajan en el primer período, se les paga como trabajadores no calificados;³⁰ mientras que si no trabajan y deciden acumular capital humano –al menos en algún momento del primer período–, el salario que perciben en el segundo período depende de cuánto capital humano hayan elegido acumular en el primer período.

El nivel de capital humano depende de cuánto hayan estudiado, y también de la calidad de la educación recibida (elemento que se toma como exógeno). Se considera además que el proceso de acumulación de capital humano no genera utilidad directamente, sino que su utilidad se deriva de los ingresos potenciales que genera la inversión para el futuro (supuesto fundamental de la teoría del capital humano). El *trade-off* clave se da, entonces, entre trabajar en el período uno (que genera un aumento en el consumo en ese período) y/o educarse (lo que incrementa el consumo del segundo período). En este modelo, la decisión óptima de educación viene determinada por tres factores:

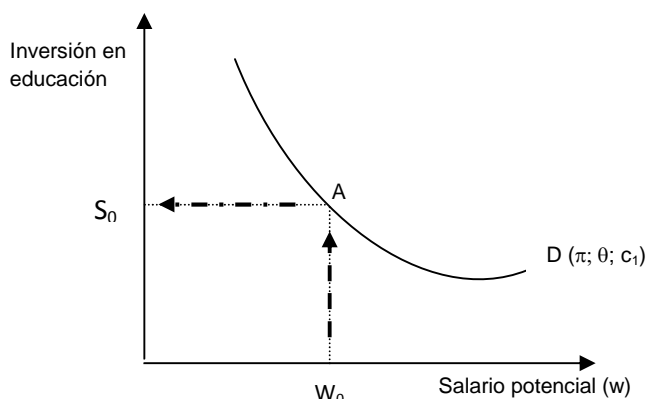
²⁹ De aquí en más, F&S (2009). Existe una versión preliminar de este trabajo del año 2008, en donde se presenta el análisis gráfico del modelo teórico base, también referenciado en la bibliografía.

³⁰ F&S (2009) también contemplan como posibilidades el trabajo dentro del hogar o en un sistema de producción familiar artesanal y no de mercado, asignándole de alguna forma un valor monetario a ese trabajo.

- i) el salario del joven para el período uno (w);
- ii) los retornos esperados de la educación en el período dos (π);
- iii) la calidad de la educación (θ).

Un cuarto factor determinante de las decisiones respecto a la acumulación de capital humano depende del acceso al financiamiento –ya sea de mercado u otras fuentes de crédito– para llevar a cabo este tipo de inversión. Si no hay limitaciones en este sentido, los hogares podrían separar la decisión de inversión de la decisión de consumo intertemporal. En este caso, la inversión en educación dependería en última instancia de la tasa de interés asociada a tal crédito. En cambio, si hay dificultades de acceso al mismo, la elección óptima vendría determinada por el ingreso inicial (o, lo que es lo mismo, por los niveles de consumo del hogar en el período uno).³¹ Bajo este supuesto, el cuarto factor que determina la demanda de educación es el ingreso del hogar.

Figura 7. Inversión óptima en educación



Fuente: Elaboración propia en base a Ferreira y Schady (2008)

La elección óptima puede ilustrarse como se muestra en la Figura 7, con la cantidad demandada de educación (en el eje de las ordenadas) en función del salario potencial³² del joven (en el eje de las abscisas). Esta relación se basa, como es usual en los modelos de capital humano, en una demanda de educación que se deriva de las condiciones de maximización de primer orden de la función objetivo (una función de utilidad que depende positivamente del consumo en ambos períodos). Como puede

³¹ En teoría, los autores reconocen que, con imperfecciones en el acceso al crédito, la decisión se vería influenciada también por el valor esperado de otras fuentes de ingresos para el período dos y por la tasa de descuento –asociada en la literatura económica a una tasa subjetiva que refleja la preferencia relativa del presente sobre el futuro–; sin embargo, señalan que éstas se pueden dejar de lado en el modelo.

³² Salario potencial hace referencia al salario que los jóvenes podrían potencialmente obtener en el mercado. Este salario, según los autores, podría aproximarse por el promedio de salarios de los trabajadores no calificados.

observarse en la Figura 7, para cada salario del mercado, como w_0 , existe un nivel óptimo de inversión en capital humano (S_0) que vendrá determinado por la función de demanda por educación de cada agente.

Como el único determinante de la educación que se representa en el eje de las abscisas son los salarios (el costo de oportunidad de inversión en educación), los otros determinantes pueden interpretarse como factores de desplazamiento de la curva de demanda (*shifters*): los retornos a la educación (π), la calidad de la educación (θ) y los niveles de consumo inicial (c_1) –este último, bajo el supuesto de un acceso al crédito restringido– o la tasa de interés en caso de que no existan este tipo de restricciones.

¿Cuál es el impacto de las variables macroeconómicas asociadas al ciclo económico en la demanda de educación de los jóvenes y cómo se interpreta esta dinámica a partir del modelo planteado? F&S (2009) muestran cómo puede explicarse el comportamiento de los individuos ante cambios en la coyuntura macroeconómica, analizando el caso de un shock agregado recesivo sobre las decisiones de demanda por educación.

III.2. Efecto sustitución y efecto ingreso ante un shock recesivo

Antes de un shock recesivo, el hogar está en el punto A (Figura 8), invirtiendo S_0 en educación (lo que equivale, en este modelo, a dedicar una parte $1 - S_0$ del tiempo del joven al trabajo). Si el salario potencial del joven cae (reduciendo el costo de oportunidad de la inversión), aumenta la demanda de educación –suponiendo los demás factores constantes–, lo que conduce a un aumento del tiempo asignado a esta actividad. Esto es lo que se denomina “efecto sustitución”, fenómeno que siempre opera independientemente de las facilidades de acceso al crédito. Gráficamente puede interpretarse como un movimiento sobre la curva original de demanda, del punto A al punto B (con lo que la inversión en educación pasa de S_0 a S_1). Los autores señalan que el efecto puede no ser homogéneo dentro de un mismo país para todos los hogares: la evidencia empírica (sobre todo para países ricos o de ingresos medios) muestra un efecto sustitución más fuerte en los hogares pobres.³³

³³ F&S (2009) señalan que los hogares más ricos tienden a inscribir e incentivar a sus jóvenes a que permanezcan en los centros de enseñanza sin importar el salario de mercado que estarían dejando de ganar por dedicar ese tiempo al estudio. Para mercados laborales urbanos en países subdesarrollados, en particular, es usual considerar la opción de no trabajar como un “lujo” al que pueden acceder sólo los que vienen de trasfondos familiares privilegiados (Kondylis y Manacorda (2006))

Figura 8. Efecto sustitución ante un shock recesivo

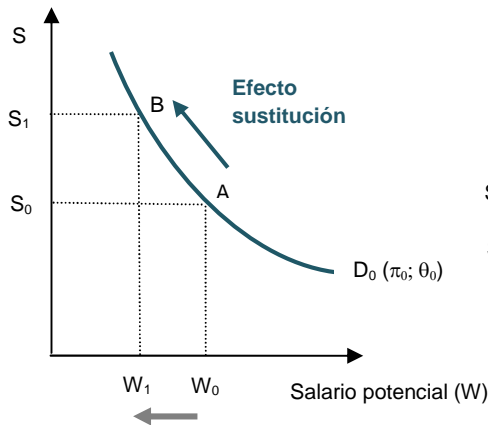
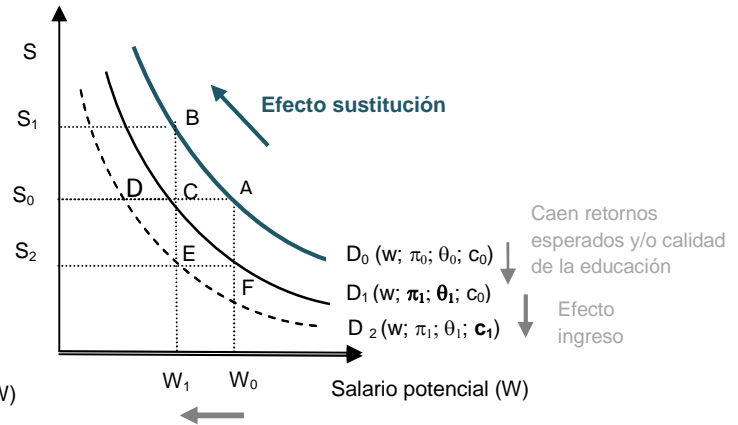


Figura 9. Efecto sustitución e ingreso (como restricciones de crédito)



Fuente: en base a Ferreira y Schady (2008)

Esto implica que, independientemente de la capacidad de los hogares de acceder al crédito, se puede esperar un comportamiento contracíclico de la demanda de educación: esta aumenta en fases recesivas.

Sin embargo, hay tres efectos adicionales derivados de los shocks macroeconómicos que pueden compensar este movimiento y que conducen a un resultado teóricamente indeterminado. Por un lado, si la recesión contrae los retornos esperados de la educación, puede provocar un desplazamiento hacia abajo en la curva de demanda. Este sería el caso, por ejemplo, de una recesión que tienda a disminuir más que proporcionalmente el salario de los trabajadores calificados, en caso de que el cambio se perciba como permanente. En este mismo sentido, podría ocurrir que una recesión afecte negativamente la calidad de la educación, por ejemplo a través de la disminución del gasto público por alumno, lo que también generaría un desplazamiento hacia abajo de la curva de demanda de educación. Estos dos efectos conducen a un resultado indeterminado respecto a la cantidad demandada de educación, dado que podrían o no compensar el efecto sustitución.

Existiendo restricciones al crédito, además, hay un tercer factor que contribuye a la ambigüedad de este resultado (porque opera en sentido opuesto al efecto sustitución): cuando el nivel de consumo –o de ingreso– en el primer período (C_1) disminuye, también lo hará la elección óptima de educación para cualquier salario de mercado, porque la utilidad marginal del consumo del primer período respecto al segundo aumenta. Esto desplaza la curva de demanda por educación aún más abajo que en el

caso anterior (ver Figura 9), hacia una como D2 –suponiendo que D1 es la que surge del desplazamiento generado por una caída de los retornos esperados (π) y de la calidad (θ)–, y es lo que se denomina “efecto ingreso”.

En resumen, incluso sin considerar los efectos sobre los retornos esperados de la educación o sobre la calidad de la enseñanza –que son los factores de más difícil aproximación empírica–, hay dos efectos claros, en un contexto de mercados de crédito imperfectos, de una recesión en la demanda de educación: el efecto sustitución por el impacto del shock en los salarios potenciales de los jóvenes (arcos CD o EF), y el efecto ingreso por el impacto del shock en los niveles de riqueza de los hogares (correspondiente al segmento DF, o CE cuando el salario cae hasta w_1). El resultado de ambos efectos es indeterminado y depende de la intensidad con la que opere cada uno de estos mecanismos en las decisiones de inversión en capital humano. Sin embargo, algunas derivaciones de este modelo facilitan la interpretación de esta ambigüedad de los resultados y sugieren a priori algunos resultados en función del supuesto de las restricciones al crédito y de los tipos de shocks de que se trate.

En primer lugar, el modelo plantea la existencia de un efecto ingreso que depende del acceso a financiamiento para invertir en capital humano por parte de los hogares. De esta manera, cabe esperar que en los países más ricos (o en aquellos en los que haya mayor capacidad de acceso al crédito o niveles de ahorro que sirvan para financiar este tipo de inversión) la demanda por educación se vea más influenciada por el efecto sustitución (lo que conduce a un resultado contracíclico de la demanda por educación) que en los países más pobres. Extendiendo este razonamiento dentro de un mismo país, cabe esperar un comportamiento más influido por las oscilaciones del costo de oportunidad que de los ingresos para los hogares de mayores recursos, mientras que en los hogares más pobres -si bien también se espera un efecto sustitución importante, e incluso posiblemente más intenso que en los hogares de mayores recursos- operaría con mayor intensidad también el efecto ingreso. Si este último fuese tan fuerte como para compensar el sentido opuesto del efecto sustitución, cabría esperar un comportamiento más de tipo procíclico en los jóvenes que provienen de hogares de menores recursos.

En segundo lugar, cabe destacar que la magnitud y la duración esperada de la crisis también juegan un rol importante. Por un lado, intensifican el impacto en los retornos esperados: ante una crisis profunda las perspectivas a futuro pueden verse más afectadas que ante un cambio que se percibe como transitorio. Por otra parte, las

crisis más pronunciadas suelen coincidir generalmente con reducciones importantes en el gasto público en educación (factor que F&S (2009) denominan “efecto calidad”³⁴).

III.3. Adaptación del marco de referencia propuesto por Ferreira y Schady

El modelo planteado por F&S (2009) explica de un modo sencillo los mecanismos mediante los cuales las condiciones macroeconómicas pueden incidir en la demanda de educación. Cabe, sin embargo, plantear algunas adaptaciones para adecuar el modelo a los objetivos y alcances de este trabajo, que busca evaluar estos efectos a nivel medio de enseñanza en Uruguay de 1986 a 2009.

En primer lugar, ante la dificultad de establecer una medida de la demanda de educación, se utiliza como aproximación la asistencia a un centro educativo. Se busca entonces explicar en qué medida las condiciones agregadas de la economía determinan la evolución de la asistencia por parte de los jóvenes.

Segundo, este trabajo supone la existencia de mercados de crédito imperfectos – supuesto usualmente utilizado en los estudios sobre educación y que se entiende más que razonable para una economía no desarrollada en la que prácticamente no existen créditos de este tipo-. En este caso, el modelo establece que la actividad económica influye en las decisiones de inversión en capital humano a través no sólo del efecto sustitución, retornos, y calidad educativa, sino también mediante el efecto ingreso.³⁵

En tercer lugar, F&S (2009) restringen las decisiones de asignación de tiempo a dos actividades, estudio y trabajo, que suponen se combinan simultáneamente –es decir, se limitan al estudio de soluciones interiores donde siempre se dedica algo de tiempo a ambas actividades³⁶-. De todas formas, señalan que si los retornos a la educación son suficientemente altos respecto a la utilidad marginal del consumo en el período uno, se puede obtener una solución de esquina en la que el joven se especialice totalmente en el estudio. Sin embargo, podría considerarse que hay otras soluciones posibles a la asignación del tiempo juvenil, aparte de sólo estudio o combinaciones lineales de estudio y trabajo. Para el caso de Uruguay en particular, aunque también para otros países, la proporción de jóvenes que no trabaja ni busca trabajo dentro de

³⁴ Además, durante períodos recesivos puede haber una mayor afluencia al sistema público, con lo cual, incluso aunque el gasto público total en educación no se reduzca, el efecto neto es una caída de los recursos disponibles por alumno.

³⁵ La eventual caída de los retornos y de la calidad educativa reforzarían la dirección de este último efecto, que actúa en sentido contrario al efecto sustitución..

³⁶ Como fue señalado al explicar la determinación de la inversión óptima en capital humano, la decisión de invertir “ S_0 ” en la figura 5, implica considerar que $(1-S_0)$ es el tiempo dedicado al trabajo.

los que no asisten no es despreciable. Ya sea por el desaliento ante altas tasas específicas de desempleo, o por la dedicación a tareas del hogar (entre ellas el cuidado de hermanos menores o hijos, fenómeno particularmente pronunciado para las mujeres), el porcentaje de jóvenes inactivos que no estudian (así como también los que realizan ambas actividades³⁷) impide considerar la asistencia exclusivamente dentro de un contexto de *trade-off* trabajo-estudio. Si bien el modelo no incorpora el ocio y el trabajo fuera del mercado³⁸ como alternativas viables en las decisiones de asignación del tiempo de los jóvenes, no deja de ser útil para explicar el efecto de la actividad económica sobre la asistencia. En última instancia, la prevalencia de patrones de conducta fuera del *trade-off* trabajo-estudio podría interpretarse como un factor de moderación de los efectos de los mecanismos al incorporarse otras fuentes de utilidad.

Una cuarta adaptación tiene que ver con la extensión del estudio del shock adverso – en el que se basan los autores– a todo el ciclo económico. El propósito aquí es analizar el efecto del ciclo económico completo sobre las decisiones de asistencia y no únicamente los shocks negativos, lo que implica realizar un estudio para un período lo suficientemente extenso como para contemplar las distintas fases del ciclo económico.

En particular resulta interesante evaluar si el comportamiento de la asistencia (ya sea procíclico o contracíclico) es efectivamente simétrico, como podría esperarse en teoría. Es decir, probar si en las fases expansivas los mecanismos actúan o no con la misma intensidad y signo opuesto que ante un shock recesivo –el caso analizado por F&S (2009)³⁹ –.

Por otra parte, además de analizar los efectos ingreso y sustitución, se intenta incorporar alguna medida de la calidad educativa –aunque los indicadores disponibles para todo el período, como el gasto en educación por alumno, resultan medidas muy toscas de esta dimensión–, pero no se consideran los retornos esperados a la educación porque su estimación excede el alcance de la información disponible para Uruguay en el período considerado.

³⁷ De los cuales no se dispone de información (en las ECH de Uruguay, al menos) sobre si su dedicación a los estudios es completa o parcial -a causa, precisamente, de compartir esta actividad con el trabajo-.

³⁸ Por más que los autores señalan que el trabajo –interpretado como el complemento del tiempo invertido en educación– puede estar relacionado con tareas domésticas o de producción familiar no necesariamente remuneradas por el mercado, siempre que se le pueda atribuir un valor monetario.

³⁹ El modelo establece que si el efecto sustitución prima sobre el efecto ingreso (que son los dos principales mecanismos por los que un shock agregado incide en la demanda de educación), el comportamiento de esta última será contracíclico. Esto supone un aumento en la inversión en capital humano en fases recesivas. La simetría, en este sentido, implicaría que en fases expansivas el efecto sustitución también prime sobre el efecto ingreso, lo que determinaría una caída en este tipo de inversión en momentos de auge, también contracíclico. Lo mismo sucedería en caso de prociclicidad (no sólo se espera una caída de la asistencia en momentos recesivos, sino también que ésta aumente en las fases expansivas).

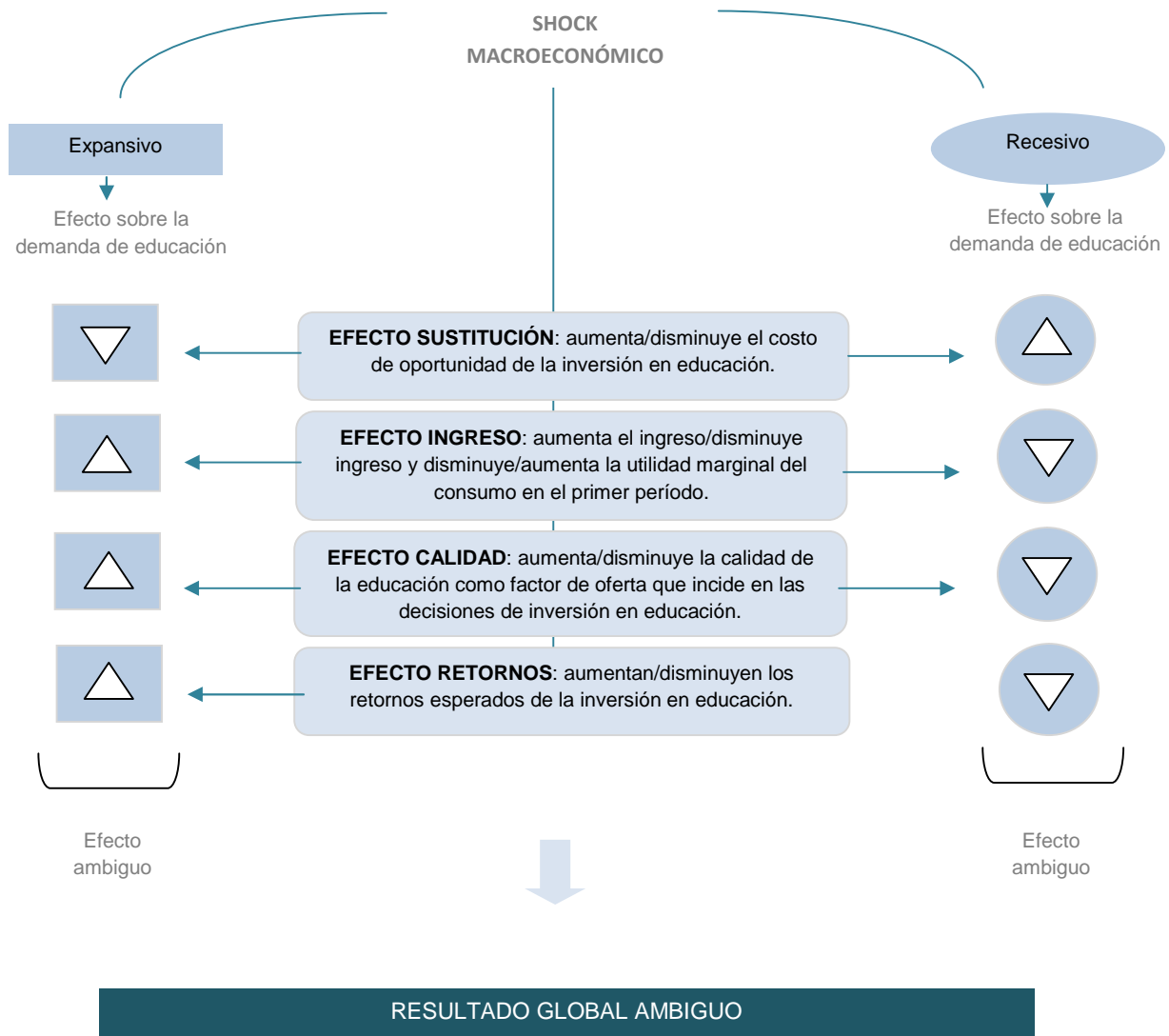
Por último, para afinar y delimitar el estudio a las decisiones de inversión en educación tomadas respecto a la enseñanza media en el marco de referencia planteado, se restringe el universo estudiado a jóvenes que efectivamente y únicamente están en condiciones de asistir a instituciones educativas en este nivel –habiendo finalizado la enseñanza primaria pero no la secundaria⁴⁰–, y que no son jefes del hogar al que pertenecen.⁴¹ Se entiende que, en el caso de los jóvenes jefes de hogar y sus parejas o cónyuges, las variables de contexto macroeconómico pueden incidir menos (o al menos de distinta forma) en las decisiones de inversión en educación.

El objetivo de este trabajo, entonces, es evaluar el efecto del ciclo económico en las decisiones de asistencia al sistema educativo a nivel medio de enseñanza en el período 1986-2009 en Uruguay, y en particular cómo actúan sobre estas decisiones los efectos “sustitución,” “ingresos,” y “calidad.” Para ello se analizará el efecto de variables que miden el costo de oportunidad de asistir, el promedio de ingresos, y la calidad de la educación, por un lado; y de variables que miden la evolución del ciclo y la actividad económica del país, por otro lado. Se considerarán, además, otras variables que son determinantes de la asistencia de acuerdo a la literatura teórica y empírica sobre el tema, que se incorporan para controlar por sus efectos: variables relativas a las características del joven y del hogar al que pertenece; otras que recogen los efectos por zona y por trimestre; y un último grupo de variables temporales, asociadas a los años y a las cohortes a las que pertenecen los jóvenes de la muestra. En la Figura 10 se resumen esquemáticamente los efectos (agregados) que este trabajo busca estimar para evaluar el impacto del ciclo económico en la deserción a nivel medio de enseñanza.

⁴⁰ De aquí en más “secundaria”, a no ser que se señale lo contrario, hace referencia no sólo al ciclo medio de enseñanza sino también a las carreras técnico-profesionales de UTU en este mismo nivel.

⁴¹ Se excluyen del análisis a jóvenes jefes y jefas de hogar, y también a sus cónyuges.

Figura 10: Esquema sobre efectos del ciclo en la demanda de educación: ¿procíclico o contracíclico?



IV. ANTECEDENTES EMPÍRICOS

Tomando como base la síntesis empírica y el modelo de análisis planteados por Ferreira y Schady (2009), puede hacerse una clasificación de países según el efecto neto que tienen las crisis (y por extensión, podría suponerse también el ciclo económico) sobre las inversiones en capital humano. En los distintos trabajos empíricos referenciados por estos autores, así como en otros relevados en esta instancia sobre los mismos temas pueden observarse distintos comportamientos: mientras que en algunos países los resultados educativos (en términos de asistencia, matriculación o acumulación de años de educación) parecerían comportarse de forma procíclica, en otros se ha constatado el efecto opuesto, y en un tercer grupo no se han encontrado efectos significativos. El siguiente cuadro resume el resultado global en términos de prociclicidad o contraciclicidad de los principales antecedentes empíricos, con especial énfasis en el efecto que genera un shock recesivo:

Cuadro 1. Resultados de distinto signo en la evidencia empírica

Resultados educativos ante un shock macroeconómico recesivo			
Países ricos	Impacto positivo		
	Estados Unidos*		
Países de ingresos medios	Impacto ambiguo:		
	- Ejemplos de impacto positivo		
	México*		
	Brasil*		
	Argentina		
	- Sin impacto		
	Perú*		
- Ejemplos de impacto negativo			
Costa Rica*			
Venezuela			
Países pobres	Impacto negativo		
	Indonesia*	India	Honduras
	Costa de Marfil*	Camboya	
	Malawi*	Filipinas	
	(Nicaragua)*	Guatemala	

* Países relevados por Ferreira y Schady en su síntesis empírica
El paréntesis indica un comportamiento opuesto al que se predice para los casos extremos

Fuente: en base a F&S (2009) complementado con otros antecedentes reseñados en este trabajo

Esta variación del signo de los efectos para distintos países se explica, desde el modelo de análisis presentado, por las distintas intensidades con las que operan los

efectos sustitución e ingreso principalmente, aunque también pueden incidir en las decisiones de inversión en capital humano los eventuales cambios generados en los retornos esperados y en la calidad de la educación.

Como se observa en el Cuadro 1, los efectos que predice teóricamente el modelo se ven, en términos generales, confirmados en la investigación empírica: en los países más ricos primaría el efecto sustitución por sobre el efecto ingreso (aumentando así la asistencia por shocks recesivos), mientras que la situación en los países pobres sería la opuesta (primando el efecto ingreso, lo que ocasionaría una caída de la asistencia en períodos de contracción). Para los países de ingresos medios, en cambio, el resultado es efectivamente ambiguo y se observan casos de pro- y contraciclicidad.

La presente sección se organiza como sigue: en primer lugar se analiza brevemente el caso de países desarrollados con el ejemplo de EE.UU. Segundo, se realiza una síntesis de los estudios consultados para algunas economías pobres –o de ingresos medios– de Asia. En tercer lugar se considera la evidencia para América Latina en su conjunto, en estudios comparativos, lo que enmarca la reseña de algunos trabajos empíricos realizados para Uruguay. Por último se presenta un esquema con los principales objetivos y resultados de la literatura consultada.

IV.1. Antecedentes internacionales

- Estados Unidos: comportamiento contracíclico en país de altos ingresos

Para el caso de la educación secundaria en Estados Unidos, Goldin (2001) analiza la gran expansión de las tasas de graduación en el período de entreguerras y encuentra que este aumento se explicó en parte por la disminución del costo de oportunidad en la Gran Depresión. Para cuatro estados en particular, muy afectados por la crisis y con altas tasas de desempleo, observa que “entre 1928 y 1938 (...) experimentaron incrementos en sus tasas de graduación que estuvieron entre las más altas de cualquier estado (...) La repentina falta de empleo en la industria manufacturera fue un incentivo fuerte para permanecer en el liceo.” En este caso, se habría constatado –interpretando este análisis desde el modelo de análisis de este trabajo– un efecto sustitución que habría más que compensado el efecto ingreso, retornos o calidad de presumiblemente asociados un shock recesivo adverso⁴².

⁴² Los resultados de Goldin se derivan de la simple observación de la coexistencia en el tiempo de ambos fenómenos – altas tasas de desempleo juveniles y altas tasas de asistencias–, sin mediar un análisis más detallado. Por ello más que como antecedente empírico se presenta en esta instancia como un ejercicio interpretativo que involucra las variables de interés en este trabajo.

Redmount (2002) también realiza un estudio para EEUU, con series de tiempo basadas en datos *cross-section* de la asistencia en Massachusetts de fines de S.XIX con el fin de evaluar las decisiones de estudio y trabajo en una economía en proceso de industrialización (señala que la falta de datos de panel o de series de tiempo largas en la gran mayoría de las economías subdesarrolladas imposibilitan un estudio de este tipo, y por eso decide analizar estas decisiones en un entorno semejable, preindustrial). Destaca entre sus resultados más importantes que la matrícula y la asistencia mostraron un comportamiento diferencial ante cambios en las condiciones cíclicas de la economía según el nivel socioeconómico de la zona. En zonas de menores ingresos, matrícula y asistencia disminuían al aumentar las oportunidades de empleo remunerado (efecto contracíclico por mayor intensidad de efecto sustitución), mientras que en zonas de clase media el efecto era opuesto (procíclico, es decir, incrementos de la deserción en la enseñanza media que coincidían con períodos recesivos). Aunque a primera vista esto parece contradecir los efectos predichos por el modelo de análisis, Ferreira y Schady (2009) señalan que en algunos casos el efecto costo de oportunidad puede ser más fuerte para los hogares pobres (más allá del efecto ingreso, que también sería más pronunciado para estos hogares), si las decisiones de matriculación y asistencia tomadas por los hogares de mayores ingresos son relativamente independientes de las condiciones imperantes en el mercado de trabajo. En este contexto, podría interpretarse que el único efecto que operaría para estos hogares de clase media es el efecto ingreso. Por último, en el caso de los jóvenes que provienen de hogares de ingresos más altos las condiciones cíclicas prácticamente no tenían efecto sobre la matriculación y asistencia.

Un trabajo sobre datos más recientes de Card y Lemieux (2000), estudia el comportamiento de los jóvenes en EE.UU. y Canadá a través de tres decisiones interrelacionadas: empleo, asistencia, y composición del hogar (si se han independizado de sus padres u hogar de origen o no). A partir de un *pooled cross-section* con datos de Canadá y Estados Unidos para el período 1971-94, señalan que el empleo juvenil es muy sensible a las condiciones cíclicas locales, pero relativamente insensible a los cambios salariales. Del mismo modo, la matriculación y la decisión de dejar el hogar son relativamente sensibles a las condiciones cíclicas y al nivel relativo de salarios juveniles. Este trabajo propone dos alternativas teóricas: un modelo clásico de equilibrio en el mercado de trabajo; o asumir que los factores de oferta no tienen influencia en la determinación del salario de equilibrio (que sería exógeno para los jóvenes), y que por lo tanto es el salario juvenil –como uno de los factores que

determinan recambios en la demanda de educación– que determina las decisiones de empleo de los jóvenes, y por extensión (porque son decisiones interrelacionadas) las decisiones de asistencia y de vivir con los padres. Para determinar cuál de las dos alternativas es correcta, realizan un test para evaluar el efecto de la proporción de población joven sobre los salarios juveniles en los distintos mercados de las regiones que estudian. Los resultados apuntan a un modelo en que los salarios son superiores al equilibrio por rigideces en el mercado, dado que poblaciones con mayor proporción de jóvenes no tienen en su estudio un menor salario juvenil. Es por ello que Card y Lemieux toman como exógenos al salario juvenil y al ciclo, determinándose el empleo juvenil a partir de la demanda, y la matriculación a partir de las decisiones de oferta laboral de estos jóvenes. Encuentran, finalmente, que en regiones con condiciones más fuertes de demanda local y salarios más altos, es más probable que los hombres jóvenes trabajen, que abandonen sus hogares para constituir el suyo propio, y menos probable que asistan. En regiones con demanda local contraída y bajos salarios, los jóvenes desertarán menos y tenderán a quedarse en sus casas. Además, un resultado destacable es que las condiciones de demanda local no afectarían las decisiones de asistencia educativa para las mujeres jóvenes.

Por último, cuestionando la interpretación del *trade-off* entre educación y empleo, Ruhm (1997) usa datos de panel para el período 1979-1991 –también para Estados Unidos– buscando determinar si el trabajo en simultáneo con cursar enseñanza media mejora o empeora la situación económica individual a futuro; o sea, si el empleo en la enseñanza media tiene como único propósito financiar el consumo a corto plazo (resultando en detrimento de la inversión en capital humano), o si por el contrario es una inversión a futuro (al incrementar la experiencia desde una edad temprana, y facilitando la transición de liceo a trabajo). Concluye que no hay evidencia de efectos negativos de empleo estudiantil moderado, y que por el contrario, éste está asociado a niveles sustancialmente elevados de desempeño económico futuro –medido en términos de salarios–; incluso compensando una menor inversión en capital humano. Esto es especialmente marcado para los jóvenes que luego de finalizada la enseñanza media no prosiguen a estudios terciarios.

- Países pobres asiáticos: comportamiento procíclico

Existen varios estudios para Asia que analizan el impacto de shocks macroeconómicos en el comportamiento de los hogares, y particularmente en las decisiones de inversión en educación. Mok et al (2009) investigan las consecuencias

de la crisis financiera asiática de 1997 sobre la educación para distintos países de la región, tomando en consideración las políticas activas tomadas por los distintos gobiernos para paliar los efectos de la misma sobre la asistencia. Los autores, basándose en F&S (2009), observan que las experiencias en cuanto a matriculación en la crisis en Asia fueron variables, dependiendo de “1) la profundidad del compromiso de los gobiernos a la educación gratuita; 2) el impacto de la crisis sobre el desempleo; y 3) el costo de la educación *vis à vis* la capacidad de los hogares para pagar” (Mok et al; 2009). Concluyen que aunque los efectos fueron dispares, la matriculación en secundaria sufrió el mayor impacto de la crisis, y las desigualdades por género, por zona (rural/urbana), por ingreso, y por etnicidad aumentaron. De todos modos, consideran que el efecto fue relativamente reducido, y lo atribuyen a que la mayoría de los gobiernos mantuvieron estable el gasto social como porcentaje del gasto total. Aunque éste cayó en términos reales, se implementaron programas de becas a hogares vulnerables con el objetivo de que la asistencia no se viera afectada. Asimismo destacan el papel de redes de apoyo que también contribuyeron a minimizar los efectos de la crisis sobre la asistencia: hogares, colegios, y organismos como el Banco Mundial y el Banco Asiático de Desarrollo fortalecieron las redes de seguridad social.

Al evaluar los impactos de shocks exógenos sobre la inversión en capital humano de los hogares, es de crucial importancia distinguir de qué tipo de shock se trata, ya que sus efectos varían según el tipo. La literatura reseñada para Asia, en grandes líneas, estudia los efectos de dos subgrupos de shocks: aquellos que se relacionan con el clima y las cosechas, y aquellos de naturaleza más financiera, coyunturas negativas a nivel macro. Los primeros, como señalan Thomas et al (2001), concentran sus efectos sobre los sectores rurales y de menores ingresos, y son más acotados en términos de áreas afectadas. En cambio, los shocks derivados de crisis financieras tienden a afectar más a la población urbana, activa en la economía “moderna”. Las crisis de tipo de cambio, en particular, típicamente resultan en cambios bruscos de precios relativos que se transmiten con mayor velocidad donde los mercados están más desarrollados.

En uno de los primeros estudios centrados en los efectos de shocks sobre la asistencia escolar, Jacoby y Skoufias (1997) examinan la relación entre mercados financieros incompletos e inversión en capital humano. En promedio los resultados no arrojan una desinversión importante en capital humano, ante shocks que provocan fluctuaciones estacionales al ingreso de hogares rurales en la India. Sin embargo, al diferenciar por tipos de shocks (según si son agregados o idiosincráticos, anticipados o

no anticipados), los autores hallan que fluctuaciones en la asistencia de los jóvenes constituyen una forma de seguro para suavizar el impacto de caídas en el ingreso del hogar por problemas con las cosechas.

Amin et al (2006) estudian el efecto que tiene el trabajo juvenil, tanto dentro como fuera del hogar, sobre la asistencia continua (sin interrupciones), la asistencia actual, y los años de educación, para el caso de Bangladesh. Haciendo un análisis con regresiones logísticas dividido en ocho subgrupos demográficos (por género, zona, y edad), encuentran que el trabajo juvenil disminuye la inversión en capital humano bajo las tres definiciones antes mencionadas.

Para un contexto rural, Guarcello, Kovrova y Rosati (2008) evalúan el impacto diferencial sobre la asistencia y el trabajo juvenil de tres tipos de shocks: sequías, inundaciones y problemas en las cosechas, y encuentran que estas últimas constituyen el shock de mayor impacto. Este resultado, como el anterior de Amin et al (2006), contribuye a afirmar el vínculo teórico entre trabajo juvenil y asistencia —en un contexto subdesarrollado—, en el que el trabajo juvenil actúa, en detrimento de la asistencia, como “buffer” para absorber el impacto ante shocks exógenos que afectan negativamente el ingreso del hogar o aumentan su variabilidad. Tanto Amin et al como Guarcello et al destacan que los efectos negativos sobre la inversión en capital humano son mayores para aquellos hogares con menores ingresos y menor cobertura de riesgos (Amin et al usan como proxy una variable de acceso a seguro médico).

Lim (2000) observa que, como consecuencia de la crisis de Asia del Este, en Filipinas se produjo una caída en las tasas de asistencia y un aumento en la participación de los jóvenes en la población económicamente activa, indicando una prociclicidad de la asistencia respecto a la actividad económica consistente con el modelo de análisis. En otro estudio para Filipinas, Bacolod y Ranjan (2007) analizan los determinantes del trabajo juvenil y de la asistencia (prestando especial atención al caso de los que no estudian ni trabajan), concluyendo que los dos principales son la riqueza del hogar y la habilidad del joven.

En un estudio centrado en los efectos de la crisis financiera de 1998 en Indonesia a nivel microeconómico, y en particular sobre el gasto de los hogares en educación y la resultante inversión en capital humano, Thomas et al (2001) encuentran que la crisis tuvo un impacto negativo, aunque pequeño, en la matriculación de los jóvenes. El gasto de los hogares disminuyó en todos los tramos de ingresos y en particular para los hogares más pobres, donde los más perjudicados fueron los más jóvenes. Los

autores lo interpretan como una estrategia en cuanto a la disminución del gasto en educación de la familia, por la que se protege la inversión en los jóvenes de mayor edad a expensas de la asistencia de los más pequeños. El motivo que aducen los autores para este comportamiento está relacionado a los retornos superiores que ofrece la enseñanza media; por otra parte, las interrupciones en la asistencia de los niños son relativamente comunes y no necesariamente redundan en abandono del sistema educativo, lo que las vuelve menos costosas para el hogar a largo plazo. De todos modos, los autores concluyen que el impacto a mediano y largo plazo de la crisis será probablemente más desigual que sus efectos a corto plazo, y que especialmente para los más pobres, tendrá un efecto negativo duradero para la generación afectada.

IV.2. Antecedentes en América Latina

Hay una literatura relativamente extensa que estudia la relación entre inestabilidad macroeconómica y resultados educativos en América Latina. Algunos analizan períodos concretos de crisis y sus efectos a nivel agregado y otros se focalizan en el impacto de cambios que se dan a nivel de cada hogar (shocks idiosincráticos). Al tratarse de la región más desigual del mundo (PNUD, 2010), los estudios específicos para cada caso son particularmente importantes, y sus resultados tienden a ser muy disímiles (Schady, 2004).

Gran parte de esta desigualdad en la región se explica por una baja movilidad en resultados de escolaridad e ingresos. Por tanto, el efecto que pueda generar un shock agregado en los resultados educativos de una generación, puede prolongarse en el tiempo a través de la herencia de las próximas generaciones. En términos de escolaridad, por ejemplo, en América Latina y el Caribe los factores socioeconómicos de una generación presentan más del doble de influencia sobre la escolaridad de la generación siguiente en comparación con los niveles de correlación que muestra Estados Unidos. Según resultados que presenta PNUD (2010), la correlación entre los antecedentes familiares de la generación anterior y los niveles de educación de la subsiguiente es de 0,21 en Estados Unidos, mientras en ALC va desde 0,37 (Paraguay) a 0,61 (El Salvador). Para Uruguay, este coeficiente es de 0,41, de los más bajos de la región, aunque cabe destacar –como se presenta más adelante– que uno de los últimos trabajos realizados para este país señalan que esta relación no ha tenido prácticamente ninguna reducción en los últimos años, mientras que sí se registran avances en Chile, Brasil y Estados Unidos (Sanromán, 2010).

Como puede observarse en el Cuadro 2, el desempeño en términos de crecimiento económico, gasto público y logros educativos es bastante más bajo que en las economías avanzadas, pero también es bastante heterogéneo dentro de la región, incluso dentro de los países clasificados por PNUD como de “alto desarrollo humano.” Uruguay se destaca en particular por ser el país que tiene una mayor cantidad de personas con un logro educativo bajo (menos que secundaria completa) dentro de los países considerados en la región como de desarrollo humano alto y de las más bajas proporciones del gasto en educación sobre el gasto total.

Cuadro 2. Resultados disímiles en la región en términos de crecimiento, gasto y logros educativos

RANKING IDH		Crecimiento anual del PIB per cápita a precios constantes (%)	Gasto público en educación (como % del gasto total)	Logros educativos (mayores de 25)		
				Bajo	Medio	Alto
		1990-2007	2000-2007	Menos que secundaria	Más que secundaria pero no terciaria	Terciaria
				2000-2007		
Desarrollo Humano muy alto (1-38)						
1	Noruega	2,6	16,7	14,5	53,8	31,7
13	Estados Unidos	2,0	13,7	14,8	49,0	36,2
Desarrollo Humano alto (39-83)						
44	Chile	3,7	16,0
49	Argentina	1,5	13,1	65,7	23,2	11,1
50	Uruguay	1,5	11,6	75,3	15,1	9,6
51	Cuba	...	14,2	59,6	31,0	9,4
53	México	1,6	25,6	69,7	15,3	14,9
54	Costa Rica	2,6	20,6	64,7	18,5	15,0
58	Venezuela	-0,2	..	63,9	21,7	12,8
75	Brasil	1,2	14,5	70,4	21,2	8,1
77	Colombia	1,2	14,2	64,7	25,4	9,7
78	Perú	2,7	15,4	53,7	26,0	16,3
80	Ecuador	1,2	8,0
Desarrollo Humano medio (84-158)						
92	China	8,9
101	Paraguay	-0,3	10,0	72,6	23,6	3,7
112	Honduras	1,5
113	Bolivia	1,3	18,1	61,6	23,8	14,0
122	Guatemala	1,4	...	84,8	11,2	3,7
134	India	4,5	10,7
Desarrollo Humano bajo (159-182)						
182	Níger	-0,2	17,6

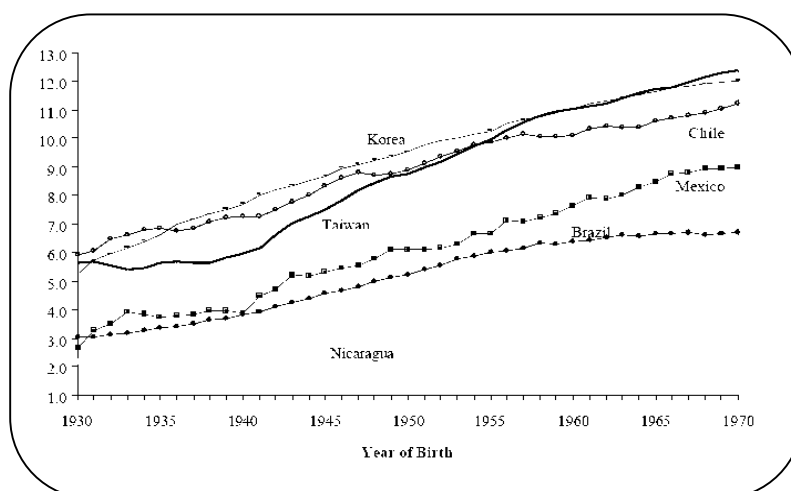
Aunque el acceso a la enseñanza primaria supera el 90%, el porcentaje de niños que no completan el ciclo escolar es alto comparado con los patrones mundiales. El acceso a secundaria y la deserción en este nivel son otros problemas importantes. Según CEPAL (2002), referido a datos de fines de los noventa, en once países de la región entre el 50 y el 60% del abandono escolar se produce al finalizar la enseñanza primaria o en el transcurso del ciclo secundario. Dada la persistencia de este fenómeno del abandono previo a la culminación de la enseñanza media, los niveles

educacionales de la población no han aumentado a la par de otros países que presentaban una realidad educativa similar o peor en cuanto a resultados y cobertura –como Corea y Taiwán– en la primera mitad del S.XX (Behrman et al, 1999).

En cuanto a los determinantes del abandono, CEPAL (2002) recopila resultados de encuestas para distintos países de América Latina y el Caribe. Sólo ocho cuentan con una pregunta directa a los jóvenes sobre los motivos del abandono, y se registran seis tipos de respuesta: razones económicas; problemas de oferta, como la falta de establecimientos educativos; problemas familiares; falta de interés; problemas de desempeño escolar; otras razones. En siete de estos países, más del 50% de los jóvenes –y en varios casos más del 70%– señala haberse retirado por dificultades económicas; en la mayoría, porque están trabajando o buscando empleo, aunque en Paraguay y Perú aproximadamente el 50% de los desertores aduce como principal motivo de su abandono las dificultades económicas del hogar para costear su asistencia. Como podría esperarse, los problemas de oferta son relativamente más relevantes en zonas rurales.

Behrman et al (1999) hacen un análisis agregado de resultados educativos por cohortes para 18 países de América Latina y el Caribe, buscando explicar estas diferencias en la transición educativa y comprobar los efectos de la inestabilidad macroeconómica sobre la acumulación de capital humano. Documentan un enlentecimiento en la acumulación en los años 80, cuando toda la región experimentó una fuerte crisis recesiva; y señalan una diferencia importante en el patrón de la transición educativa entre América Latina y Corea y Taiwán: aunque los países latinoamericanos presentan tasas de acceso muy altas a la enseñanza primaria, las tasas de completitud de este nivel son significativamente menores a las de los países asiáticos. En cuanto a la influencia de las condiciones económicas agregadas sobre la educación, encuentran que “la estabilidad macroeconómica, representada por los términos de intercambio y la volatilidad del PIB, es el determinante más significativo de los resultados educativos y de la proporción de individuos que terminan la enseñanza primaria.” Asimismo, señalan que el contexto recesivo de los años 80 es el principal determinante del enlentecimiento en la acumulación de capital humano de ese período. Además de subrayar así la importancia de las condiciones económicas agregadas sobre el proceso de acumulación de capital humano, los autores destacan que ese freno relativo del proceso de acumulación de capital humano vuelve a impactar en las condiciones económicas agregadas, porque afecta las posibilidades de crecimiento económico futuro.

Figura 11. Años de educación por cohorte



Fuente: Behrman et al (1999)

En la misma línea, Flug et al (1999) encuentran para América Latina en el período 1970-1992 que la matriculación está positivamente correlacionada con el desarrollo de los mercados de crédito, la igualdad en la distribución del ingreso, y la baja volatilidad macroeconómica. Para ello utilizan la profundidad financiera como *proxy* del desarrollo de los mercados de crédito, y la volatilidad en el empleo como volatilidad macro –ya que es la más significativa al explicar la matriculación. Los tres factores explican, de acuerdo a su estudio, el 45% de la diferencia en las tasas de matriculación entre América Latina y los países desarrollados. Así, según esta perspectiva, un shock macroeconómico negativo en una economía con dificultades en el acceso al crédito y desigual distribución del ingreso podría determinar una caída en la asistencia, que junto con altas tasas de repetición –como es el caso de los países latinoamericanos (CEPAL, 2002)–, tenderá a una acumulación inferior de capital humano para las cohortes afectadas, inhibiendo el crecimiento futuro. Este resultado, en términos del modelo de análisis del presente trabajo, evidencia un comportamiento procíclico de los resultados educativos para la década de los setenta y ochenta.

En este sentido, el informe de desarrollo humano regional (PNUD, 2010) señala –referenciando a Torche (2009)– que “Entre los diversos factores que pueden incidir en la disminución de los logros alcanzados en desarrollo humano, que han sido experimentados por diversos países de ALC, destacan las crisis económicas y los eventos extremos de origen climatológico”. Aquí una vez más se resalta la importancia de la volatilidad económica, señalándose que la crisis de la deuda de la década de 1980 tuvo consecuencias sobre la educación media en Brasil, Colombia y México,

tanto por la limitación de la oferta educativa como por la reducción de la demanda por educación. Torche (2009) argumenta que la débil red de seguridad social en los países de la región, unida a la existencia de restricciones en el acceso al crédito, obligó a muchos hogares pobres a “interrumpir la escolaridad de los niños como una estrategia para enfrentar la situación económica.” En un estudio sobre shocks económicos y desarrollo humano, Conceição et al (2009) señalan que las crisis pueden no sólo afectar la pobreza sino también la distribución del ingreso: los trabajadores más pobres y menos educados son los primeros en perder su empleo, y suelen ser los últimos en recuperarlo luego de pasada la crisis. Así, las frecuentes crisis económicas en la región resultan en la trasmisión intergeneracional de la pobreza y una correspondientemente baja movilidad intergeneracional en términos de ingresos y de educación (PNUD, 2010). Este íntimo vínculo ente shocks, capital humano y transmisión intergeneracional de las desigualdades –presentados, en un plano más teórico, en el marco teórico de este trabajo (sección II)– es eje central de discusiones, investigación y diseño de políticas desde hace muchos años.

De todos modos, el efecto de la volatilidad y los shocks agregados sobre la asistencia y la inversión en capital humano a largo plazo en países individuales responde a especificidades del entorno macroeconómico, institucional y cultural. Es por ello que los resultados de estudios similares para distintos países de América Latina difieren en sus conclusiones respecto al impacto de las condiciones económicas agregadas sobre la educación –y en particular al signo de este impacto, reflejando la ambigüedad mencionada por F&S (2009)–.

- México y Brasil: evidencia de contraciclicidad en países de ingresos medios.

México es un país que ha sufrido importantes shocks recesivos en las últimas décadas, y para el cual existe abundante literatura respecto a la incidencia de esta volatilidad en los resultados educativos de los jóvenes. En particular, el último informe de desarrollo humano publicado por PNUD lo ubica en el puesto mundial 56, país de desarrollo humano “alto”, sólo por debajo de Chile, Argentina y Uruguay en la región.

Binder (1999) explora el impacto de la “década perdida” de los '80 en México – estudiando el período 1977-1994— sobre algunos indicadores educativos a nivel de enseñanza media. Señala que las tasas de retención y de continuidad de asistencia respondieron contracíclicamente frente al PIB per cápita, intensificándose el efecto (positivo) en los picos recesivos (crisis de 1982-1983 y 1986). A su vez, en los estados más pobres el comportamiento respecto a la asistencia y continuidad se mostró más

elástico ante los cambios en las condiciones económicas. McKenzie (2001) también estudia la crisis de 1995-96 en México, y encuentra resultados similares respecto al comportamiento de la matriculación, especialmente de varones de 15 a 20 años.

Por su parte, Binder y Scrogin (1999), en un estudio de la participación de niños y jóvenes en el mercado de trabajo y la producción familiar también en México, encuentran que la capacidad de ingresos de los padres afecta negativamente la probabilidad de participación de los jóvenes en la fuerza laboral. Segundo, el salario potencial de los jóvenes aumenta su probabilidad de participación en la fuerza laboral, y las horas trabajadas tanto dentro como fuera del hogar reducen las horas invertidas en educación -aunque no parece haber un efecto significativo en términos de desempeño académico -. De todos modos, al excluirse del análisis a los jóvenes que trabajan y no asisten a instituciones educativas, falta una pieza crucial para la interpretación, ya que es de esperar que ellos carguen con el mayor efecto negativo del trabajo juvenil sobre la acumulación de capital humano.

Estos resultados se ven matizados por el estudio basado en la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) mexicana durante el período de crisis 1995-1997, realizado por Skoufias y Parker (2006), donde no se observan efectos significativos de la pérdida del empleo de los padres sobre la inversión en educación. Sin embargo, al tratarse de un shock de tipo idiosincrático, debe ser considerado –como se señaló en la adaptación del modelo de análisis– como complementario al estudio de shocks macroeconómicos. La evidencia que presentan estos autores muestra un comportamiento de tipo *added-worker* durante la crisis: como hay acceso restringido al crédito, el shock se canaliza únicamente vía la incorporación de la mujer adulta al mercado de trabajo. De este modo, parecería quedar así asegurada la inversión en capital humano de los más jóvenes, al menos en el corto plazo. Sin embargo, cuando se analiza el impacto de algunos shocks de este tipo en la asistencia del joven al próximo año, se observa un aumento de la probabilidad de deserción. Particularmente, las más perjudicadas parecen haber sido las mujeres jóvenes, por una estrategia que parece priorizar la protección del capital humano invertido en los varones. Considerando estos resultados de Skoufias y Parker (2006), tomando en cuenta algunos enfoques presentados en la sección II, podría interpretarse que esta estrategia por un lado puede estar influida por consideraciones de roles y deberes pero también en parte puede ser explicada por constituir la “elección óptima” en el marco de un hogar unitario racional si los retornos a la educación son mayores para ellos que para ellas.

Pasando a otro país, Ferreira y Schady (2009) clasifican a Brasil como otro de los países que muestran un comportamiento contracíclico en lo que respecta a resultados educativos –esto es, que un shock negativo tiende a producir una mejora en los resultados–. Esta clasificación se basa en un estudio de Duryea y Arends-Kuenning (2003), quienes observan un aumento de la probabilidad de deserción y de empleo de los jóvenes al aumentar el salario promedio por estado de los hombres con menos de 4 años de educación –el modelo original de F&S (2009) plantea, justamente, que el salario potencial del joven podría ser aproximado por el salario de los trabajadores no calificados–. Esta relación se mantiene para todo el período que estudian, incluso en los años de crisis (1981-83 y 1990-92), e implica que el efecto costo de oportunidad parecería llevar a un comportamiento contracíclico de la asistencia educativa.

Desde un enfoque distinto, con un modelo estocástico de la transición colegio-empleo, Guarcello, Rosati y Scaramozzino (2008) llegan a conclusiones que van en la misma línea: basándose en la PNAD (Encuesta Nacional de Muestra de Domicilios) 2004, afirman que una mayor incertidumbre en el mercado laboral, y en particular en salarios, está asociada a una mayor probabilidad de que los jóvenes continúen asistiendo a instituciones educativas –como su única actividad o además de trabajar–. Sin embargo, este trabajo destaca no sólo el nivel de las retribuciones perdidas como reflejo del costo de oportunidad, sino también la incertidumbre sobre estas variables. Esto puede entenderse como una medida que busca refinar más la idea de costo de oportunidad⁴⁴.

En base a la PME (Encuesta Mensual de Empleo), Duryea (1998) y Duryea et al (2007) estudian el impacto de shocks de corto plazo sobre decisiones de educación y empleo de jóvenes en áreas metropolitanas de Brasil para el período 1982-1995 (hasta 1999 en Duryea et al). La encuesta consta de paneles rotativos de dos años, y basándose en estos datos Duryea encuentra que la probabilidad de que los jóvenes pasen de grado disminuye si el padre queda desempleado en el transcurso del año lectivo, lo cual interpreta como evidencia de que se usa el tiempo de los jóvenes como buffer ante shocks transitorios al ingreso del hogar. Duryea et al realizan un estudio más extenso, analizando cómo el desempleo del padre durante el año lectivo afecta la probabilidad de que el joven deserte, comience a trabajar, o no logre pasar de grado. Los resultados son consistentes con el trabajo previo: las tres probabilidades

⁴⁴ En la sección II se presenta una forma de precisar esta medida en el marco de las discusiones generales sobre costos y beneficios de la educación: a través de la ponderación de los salarios por alguna variable que refleje las “chances” reales de conseguir trabajo. Se destaca este punto, porque en la estrategia empírica que más adelante se presenta se busca una medida de este tipo.

aumentan significativamente ante esa coyuntura (pero no cuando el padre pierde su empleo luego de finalizado el año lectivo, permitiendo descartar la hipótesis de que los efectos se deban a características no observadas de hogares que experimentan shocks de desempleo).

- Venezuela, Guatemala, Honduras, Costa Rica: comportamiento procíclico

Blanco y Valdivia (2006) estudian la relación entre la crisis de 2002-2003 y el trabajo juvenil en Venezuela. Concluyen que éste constituye una medida de diversificación o mitigación del riesgo para los hogares, ya que aumenta ante fluctuaciones bruscas reales o potenciales del ingreso de los hogares. Las tasas de asistencia para los jóvenes que trabajan tienen una tendencia decreciente en el período, además, de lo que puede deducirse que los shocks macroeconómicos negativos tenderían a disminuir la probabilidad de asistencia para los jóvenes venezolanos. Los autores señalan que el trabajo juvenil no volvió a los niveles pre-crisis, indicando un posible efecto permanente de la crisis en el desarrollo y educación de los jóvenes.

Guarcello et al (2002) estudian la relevancia de factores de riesgo y vulnerabilidad en la toma de decisiones de asistencia y participación de la oferta laboral de los jóvenes por parte de los hogares. En particular, estiman para Guatemala los efectos de shocks, racionamiento del crédito y aseguramiento en estas decisiones, basándose en la Encuesta Nacional de Condiciones de Vida (ENCOVI 2000), usando una metodología de *propensity scores* y estimando un *probit* bivariado para la toma de decisiones respecto al estudio y el trabajo. Las conclusiones que derivan de su estimación están en línea con el modelo de análisis planteado: el racionamiento de crédito resulta de crucial importancia para los hogares al determinar si los jóvenes permanecen ociosos o asisten a una institución educativa. Los shocks negativos tienen un efecto procíclico; ante un contexto desfavorable macroeconómico aumenta significativamente la probabilidad de que los jóvenes trabajen y consecuentemente reduzcan su inversión en capital humano.

Con un enfoque similar, Gitter y Barham (2007) usan datos de panel para hogares rurales hondureños en el período 1994-2001. Su objetivo es estudiar el efecto de la riqueza, las restricciones crediticias, la elección de cosechas y el desastre natural (el huracán Mitch) sobre los resultados educativos en la enseñanza media. Usan un modelo en dos etapas, donde la primera estima la probabilidad de que sufra restricciones de crédito y la segunda los efectos del racionamiento del crédito y otras variables sobre los resultados educativos. Los autores muestran que el impacto de la

riqueza sobre los resultados educativos vendría dado a través de las restricciones de crédito que algunos hogares enfrentan. Estas restricciones no sólo son significativas por sí mismas, sino que además, el huracán solo tiene un efecto sobre los resultados educativos para los jóvenes cuyos hogares no accedían al crédito. Gitter y Barham (2007) concluyen que se trata de hogares que se ven obligados a usar el tiempo y trabajo de sus hijos como seguro (*buffer*) contra los shocks negativos.

El caso de Costa Rica es peculiar. Es un país que ha obtenido logros importantes en materia de desarrollo en comparación con otros países de iguales ingresos (PNUD, 2010). Según el IDH, está posicionado en el lugar 62, en una de las mejores posiciones de América Latina (después de Chile, Argentina, México y Trinidad y Tobago). Sin embargo, el estudio realizado por Funkhouser (1999) señala que la crisis de principios de los ochenta (que condujo a una caída del PIB de 14% entre 1981 y 1982 y de 50% en los salarios desde 1981 a 1983) generó una caída en los niveles de matriculación de aproximadamente 6% entre 1981 y 1982, con impactos particularmente intensos en áreas rurales. A su vez, al contrario de lo que se ha verificado en la mayoría de los casos, en esos años aumentó el trabajo juvenil (lo que podría interpretarse desde el enfoque unitario del *added worker*). Sin embargo, cuando se comparan los logros educacionales de los jóvenes que estuvieron expuestos a la crisis con aquellos que no, para las edades de 18 a 25 no parecerían constatarse diferencias entre ambos grupos.

- Perú: efectos moderados

Uno de los principales antecedentes de la presente investigación es un trabajo que analiza cómo afectan las crisis macroeconómicas a las decisiones de educación y empleo de los jóvenes y sus padres, para el caso particular de los efectos de la crisis peruana de 1988-1992. Schady (2004) plantea la preocupación corriente de los hacedores de política respecto a si los hogares pobres, que no son capaces de suavizar su consumo durante las crisis, pueden recortar gastos en educación, salud y nutrición de los jóvenes. Si así fuera, existirían potenciales consecuencias adversas para las cohortes afectadas en cuanto a productividad, salud e ingresos futuros. Schady argumenta que esta hipótesis es “plausible pero no evidente por sí misma.”

Partiendo del mismo planteo de Ferreira y Schady (2009), intenta determinar si la relación entre situación macroeconómica y resultados educativos es efectivamente procíclica (crisis llevan a desinversión en capital humano). Para ello realiza un *pooled cross-section* con tres Encuestas Nacionales de Niveles de Vida (ENNIV), de los años

1985/86 (pre-crisis), 1991 (crisis), y 1997 (pos-crisis). A partir de esta base, estima regresiones *probit* de la probabilidad de asistir a una institución educativa o de estar empleado, para niños de 6 a 11 años de edad y –separadamente– para jóvenes de 12 a 17. Como regresores incluye variables ficticias para los años en que fue encuestado cada individuo, así como algunas variables de control –zona geográfica, género, edad, educación de los padres, tamaño del hogar, y cantidad de niños por rangos de edad en el hogar–. La evidencia no muestra un efecto significativo de la crisis sobre la asistencia; la probabilidad de asistir es como máximo un 2% menor en 1997 que en 1991 (y no se ven cambios en 1991 respecto a 1985/6). De todos modos, para los jóvenes de 12 a 17 años, debe considerarse que los encuestados en 1997 estuvieron expuestos a la crisis, y si en consecuencia debieron desertar, podrían no haber retornado en 1997. Los resultados para la probabilidad de empleo, sin embargo, muestran un efecto de la crisis mucho mayor: es un 14-22% más probable que un joven de 12 a 17 años de edad estuviera empleado en 1985/6 o 1997 que en 1991. Estimando un *probit* bivariado de la probabilidad de asistir y estar empleado simultáneamente, Schady (2004) concluye que “el margen de ajuste en Perú urbano está primariamente en cuánto combinan los jóvenes el estudio y el trabajo, y no en cuánto asisten.”

Aparte de las regresiones *probit* mencionadas, Schady estima un modelo MCO con los años de estudio, en el que incluye como regresor los años de exposición a la crisis de cada joven. Aquí los resultados muestran una influencia más fuerte de la crisis: uno de cada cuatro jóvenes expuestos a la crisis completó un año lectivo más comparado con jóvenes que no estuvieron expuestos a la crisis.

- Argentina: un caso de especial interés

El caso de Argentina podría constituir una referencia importante para el estudio del caso en Uruguay. Ambos son países de ingresos medios y con un Índice de Desarrollo Humano muy similar (para 2010, Argentina se encuentra en el lugar 49, Uruguay en el 50) y elevado en comparación con la región, tienen una historia compartida y además los dos se vieron afectados por el shock negativo de 2002-2003.

López Bóo (2010) realiza un análisis para las decisiones conjuntas de inversión en capital humano e inserción en el mercado laboral en el período 1992-2003, utilizando un multinomial logit que considera seis grupos: los jóvenes que sólo trabajan, los que sólo estudian, los que combinan ambas actividades, los inactivos y los desocupados que estudian. Su objetivo es concentrarse en los impactos de las crisis

macroeconómicas para determinar si en las decisiones de estudio-trabajo predomina el efecto ingreso o el efecto sustitución –dejando de lado el análisis de las restricciones de crédito. Para incorporar alguna medida del costo de oportunidad –que según la autora es la más compleja de obtener-, elige las tasas de empleo por regiones urbanas. Justifica esta elección argumentando que en Argentina las fluctuaciones de la actividad económica tienen mayor incidencia en la tasa de empleo que en el nivel de salarios; por otra parte, señala que puede haber problemas de sesgo de selección si se utiliza sólo el salario como medida, dado que son pocos los jóvenes que trabajan. Su interpretación del efecto ingreso difiere de la utilizada en el presente trabajo, porque se basa en los efectos de las mismas variables de mercado laboral con las que testea la presencia del efecto sustitución, interpretándolos de distinta manera de acuerdo a la categoría de actividad.

El principal resultado al que arriba es que en el período de crisis 1998-2002 no se constata una caída en la inversión en capital humano realizada por las familias, sino al contrario, la probabilidad de asistir a un centro educativo y no estar trabajando se incrementó en 6%, en desmedro de la cantidad de inactivos (2,5%), de los que combinan educación y trabajo (-1,9%), y los que sólo trabajan (1,6%). También evalúa los efectos de la Ley Federal de Educación (que extendió la obligatoriedad de la educación de 7 a 10 años) en las provincias en las que se aplicó totalmente, mostrando que en el año 2000 la asistencia se incrementó en 3% en estas provincias respecto a las que aún no lo habían hecho. Sin embargo, de 1998 a 2002 la mitad del incremento de la asistencia se explica por la caída de la tasa de empleo (de 6%). Los cambios en el mercado de trabajo afectan más a hombres que a mujeres; la probabilidad de estudiar y trabajar simultáneamente es mucho mayor para los hombres, y la probabilidad de inactividad es mucho mayor para las mujeres. López Bóo sugiere que esto podría deberse a actitudes distintas a nivel del hogar respecto al trabajo de ambos géneros, y/o a diferencias en las oportunidades laborales.

La autora destaca que la crisis macroeconómica no habría tenido costos sociales en este sentido, pero resalta que considerando las implicancias en términos de políticas – y los resultados discrepantes de la literatura– es necesario que se realicen más investigaciones para poder determinar qué tipo de crisis conducen a disminuir los niveles de educación.

En un trabajo anterior –uno de los primeros que buscó medir el impacto de la crisis en las decisiones de asistencia–, España et al (2003) encuentran que este shock no

habría tenido efectos significativos. Sin embargo, en cuanto a las decisiones de gasto de las familias sí encuentra una reducción significativa de las compras de materiales de estudio, al tiempo que el ausentismo docente y otros aspectos relacionados con la conflictividad laboral habrían impactado negativamente en la calidad de la educación. De todos modos, este trabajo fue realizado en 2003, cuando la economía todavía no se había recuperado, y por lo tanto su alcance es limitado.

IV.3. Antecedentes para Uruguay

En la década de los noventa las tasas de deserción global en la región se redujeron considerablemente, fenómeno que se dio generalizadamente tanto para zonas urbanas como rurales (CEPAL, 2002). Según las estimaciones de este trabajo de este organismo, en Uruguay durante los años noventa –para las zonas urbanas– la tasa de deserción en secundaria se redujo de 25% a 23%, aunque continuó siendo elevada en comparación con los países de la región (en la misma década la deserción en Costa Rica en este nivel pasó de 14% a 10%, en Chile de 11% a 8%, en Argentina de 17% a 10%, y en Paraguay de 18% a 14%, por ejemplo). Es en este nivel –secundaria– en donde se concentran las decisiones de abandono en este país. Según estos datos, en Uruguay, Chile, Colombia, México, Panamá y Perú entre 50% y 60% del abandono escolar se produce en el transcurso de la secundaria, y –exceptuando Chile– se concentra al comienzo del ciclo.

Considerando información sobre algunos logros acumulados en términos de capital humano de la población (Cuadro 2), según el informe de desarrollo humano de PNUD 2010, el 75,3% de la población mayor de 25 años en Uruguay no habría culminado secundaria, en términos promedio entre 2000-2007. Esta cifra contrasta significativamente con las que presentan otros países de la región que incluso tienen niveles de desarrollo humano (medidos a través del IDH⁴⁶) más bajos –Bolivia, por ejemplo, tiene menos población con secundaria incompleta que Uruguay, aunque está 63 puestos por debajo de Uruguay en el ranking según este índice–.

El principal cuello de botella en el sistema formal de enseñanza en Uruguay se concentra en el nivel de la enseñanza media en Uruguay, y esto ha sido estudiado desde distintas perspectivas en la literatura nacional. Dentro de los trabajos que estudian los determinantes de los resultados educativos desde un enfoque institucional (según la definición de Rumberger presentada en la sección II), algunos se concentran

⁴⁶ Índice de Desarrollo Humano que construye PNUD (Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo) abarcando tres dimensiones: salud, educación y acceso a recursos.

en los factores relacionados con el contexto familiar –destacándose la importancia del estatus socioeconómico de la familia, el nivel educativo de los padres y la incidencia de factores relacionados con las tareas domésticas, en función de los roles y el género–; mientras que otros lo hacen en los determinantes de oferta, como las reformas educativas, cambios en los planes de estudio, infraestructura, el papel de los centros de estudio como ámbitos de participación y socialización de estudiantes y padres, la calidad y condiciones de trabajo docente, tamaño de grupos, entre otros. Estos tipos de trabajos –que priorizan en mayor o menor medida distintos aspectos del contexto institucional, pero que trascienden el enfoque individual– son en esencia complementarios y los protagonistas en los trabajos realizados para Uruguay⁴⁷. Menos abundante es la literatura que realiza algún tipo de aproximación empírica para estudiar la incidencia de variables macroeconómicas en los resultados educativos, pese a que su influencia es ampliamente señalada. Una de las posibles explicaciones es que este tipo de estudios requiere la consideración de series de tiempo largas, lo que implica enfrentarse a ciertas restricciones en términos de la información disponible. Dentro de los pocos trabajos realizados para Uruguay, pueden destacarse a grandes rasgos los siguientes resultados: los jóvenes, sobre todo los hombres, son más proclives a abandonar los estudios en momentos expansivos de la actividad económica, dado el estrecho vínculo entre sus decisiones de asistencia e involucramiento con el mercado laboral.

Dentro del primer conjunto de antecedentes, Kaztman y Rodríguez (2007) identifican dos principales factores microeconómicos (es decir, de contexto individual y del hogar) de la deserción y del rezago a nivel de la enseñanza media: la pobreza y el género. De la ENHA (Encuesta Nacional de Hogares Ampliada) se desprende que en 2006 sólo el 32% de los jóvenes de 20 años en el país urbano declaraban haber culminado 12 años de educación –años necesarios en Uruguay para finalizar la enseñanza media–. Evaluando esta tasa para distintos subgrupos según su capacidad de acceso a recursos de los hogares y género, se encuentran dos situaciones extremas: el máximo es alcanzado por las mujeres que residen en la capital del país o en el área metropolitana cuyos hogares superan la línea de pobreza (53,6%), y el mínimo (4,8%) lo presentan los hombres provenientes de hogares también de la capital o el área metropolitana, pero que no superan tal línea.

⁴⁷ Un tercer grupo de trabajos sobre este tema se concentran en el proceso de decisión y en las consecuencias del mismo, desde una perspectiva más sociológica, y discuten el concepto de “deserción” distinguiendo los fenómenos como ausentismo y abandono y proponiendo el término de “desafiliación” (Boado et al, 2009). Estas discusiones se presentan de forma muy breve en la sección VI cuando se define la variable dependiente de los modelos a estimar.

Figura 12. Porcentaje de jóvenes de 20 años de edad con 12 años de escolarización completos según género, región, y situación de pobreza. Uruguay urbano, 2006.

Regiones	Sexo	Situación de pobreza	
		No pobre	Pobre
Montevideo y área metropolitana	Hombres	34,6	4,8
	Mujeres	53,6	10,8
	Total	44,4	8,2
Interior 5.000 y más	Hombres	27	8,4
	Mujeres	42,5	10,9
	Total	34,3	9,7

Fuente: Kaztman y Rodríguez (2007)

Por otra parte, este trabajo destaca una fuerte correlación de la repetición a nivel escolar y la deserción a nivel de enseñanza media: mientras que sólo el 23% de los jóvenes entre 15 y 17 años que en 2006 asistían a secundaria habían repetido al menos un año de primaria, esta cifra ascendía al 54% en el caso de los desertores.

En cuanto a explicaciones más sistémicas de la deserción, con un enfoque que contempla determinantes asociados al trasfondo familiar, la oferta educativa e incluso variables asociadas al contexto macroeconómico, Furtado (2003) realiza un estudio por cohortes utilizando funciones de supervivencia para describir la evolución del promedio de años de educación de la población. En base a los datos de la Encuesta Continua de Hogares de 2001, analiza la probabilidad de “sobrevivir” a un nivel educativo luego de que se dejó de asistir, y encuentra que la probabilidad de culminar un año adicional va en aumento para las cohortes más jóvenes, así como aumentan progresivamente los años promedio de educación, determinando un desplazamiento de los grados donde se concentra la deserción. De todos modos, las probabilidades de culminar el ciclo son descendientes de acuerdo al nivel para todas las cohortes, como se observa en el siguiente cuadro para el conjunto de jóvenes de 12 a 29 años: finalizar primaria es un suceso casi seguro, pero luego de culminar Ciclo Básico –tres años de educación secundaria– la probabilidad de finalizar el nivel es sólo del 70%.

Figura 13. Probabilidad de sobrevivir a algunos niveles educativos según jóvenes que han desertado y declaran que no van a volver o que aún no lo han pensado

Población de 12 a 29 años de edad. Total urbano, último trimestre 2001.	
Luego de completar 3ero de escuela	0,996
Luego de completar Primaria	0,89
Luego de completar Ciclo Básico	0,698
Luego de completar Educación media	0,504
Luego de completar 16 años de educación	0,401

Fuente: Furtado (2003)

Furtado, en este trabajo, propone tres hipótesis que podrían explicar “una progresión educativa alta que se reduce en un grado específico”: cuellos de botella en la oferta educativa; problemas de transición entre ciclos por diferencias en niveles de exigencia y metodologías pedagógicas; y un aumento del costo de oportunidad para cada año adicional de estudio. La autora descarta la existencia de problemas de oferta a nivel de Ciclo Básico al menos en las zonas urbanas, aunque señala que sí podría haberlos en Ciclo Superior. En cuanto a la diferencia en niveles de exigencia y metodologías, hace referencia al cambio abrupto de modalidad de enseñanza al finalizar la enseñanza primaria (un maestro) a la enseñanza media (muchos docentes), así como la diferencia en modalidades de aprobación entre Ciclo Básico y Superior. Por último, rechaza la hipótesis del costo de oportunidad como principal causante de la deserción, aludiendo al relativamente elevado porcentaje de jóvenes que no estudian ni trabajan.

En línea con estas conclusiones de Furtado (2003), ANEP (2005), desde un enfoque más concentrado en la oferta educativa, señala que a partir de 1998 la explicación del aumento en la tasa de asistencia meramente basada en el retraining del mercado laboral no es suficiente, y que la influencia de la expansión del plan piloto de 1996 en ciclo básico en la disminución de la repetición y la deserción “son hechos innegables”. Incluso se señala que una parte importante del incremento de la matrícula y de la asistencia –aún en bachillerato– se explicó por la llegada de estos estudiantes del plan piloto a los niveles del ciclo medio superior (según datos oficiales de ANEP los estudiantes que egresaron del Ciclo Básico con la reforma piloto y se inscribieron en algún bachillerato presentaron tasas de deserción en cuarto año –primer año de bachillerato– muy inferiores respecto a las registradas en el año 1996). La explicación para estas menores tasas de deserción en segundo ciclo se explicaría, según ANEP (2005) por los menores niveles de extraedad con los que los estudiantes se inscriben en este nivel –lo que les facilitaría sobrellevar las experiencias de fracaso en el bachillerato–.

Respecto a la trayectoria educativa por secundaria, Cid y Ferrés (2009) usan regresiones cuantílicas para calcular los retornos a la educación en Uruguay, demostrando que existe un premio por grado para los individuos que finalizan la enseñanza secundaria (completan 12 años de educación). Su intención es explicar la deserción a nivel medio como un problema de incentivos: dado que sólo la acumulación de 12 años de educación generará un retorno claro y deseable, y dado que inevitablemente es un proceso dificultoso –particularmente para jóvenes de contextos socioeconómicos desfavorecidos que pueden verse más afectados por

cambios en la coyuntura económica–; “la completitud del nivel secundario entero puede ser visto como una carrera de largo aliento y los jóvenes uruguayos terminan saliendo del proceso cuando aún están lejos de la meta.” Estos resultados concuerdan con lo señalado por CEPAL (2002), que destaca a Uruguay junto con otros países de la región como los que presentan una importante concentración de la deserción en las etapas iniciales del ciclo de enseñanza media. Cid y Ferrés (2009) encuentran que el premio por finalizar Ciclo Básico (los primeros tres años de secundaria) comparado con los salarios (tanto de sector público como de privado) de quienes tienen sólo primaria terminada es prácticamente nulo para las mujeres, y también para los hombres jóvenes (conforme aumenta la edad de estos últimos sí parecería haber algún tipo de premio por terminar el primer ciclo); mientras que completar la enseñanza secundaria (finalizando Ciclo Superior) puede llegar a duplicar el salario por hora respecto a culminar sólo Ciclo Básico. Este “salto” al finalizar secundaria, además, es más pronunciado para los hogares pertenecientes a los cuantiles superiores de la distribución de ingresos.

Más allá de la evolución de los retornos a la educación por año completado en secundaria –es decir, la existencia o no de un premio en ingresos que sólo se obtenga ante la completitud del ciclo–, los resultados obtenidos por Sanromán (2006) a través de regresiones con variables instrumentales para el período 2001-2005 en Montevideo muestran que estos retornos aumentaron en la década de 1990 y particularmente desde la crisis de 2002. La estimación realizada arroja resultados altos: cada año de educación aumentaría el salario en un 22% para hombres que trabajan en el sector privado –en la muestra utilizada, el promedio salarial de los individuos con 12 años de educación más que duplica el promedio de los que sólo finalizaron la primaria–.

Dos autores prolíficos en el tema de decisiones de asistencia en Uruguay son Bucheli y Casacuberta (entre otros, Bucheli et al, 2000; Bucheli y Casacuberta, 2000; Bucheli y Casacuberta, 2009). En el trabajo que realizaron en 2000 estudian los determinantes microeconómicos de las decisiones de asistencia a través de un *probit* basado en la ECH de 1997. Considerando que las decisiones de asistir y las de participar en el mercado de trabajo se toman simultáneamente, realizan también un *probit* bivariado para estudiar los determinantes de ambas actividades en forma conjunta. A partir de sus resultados, concluyen que el comportamiento respecto a asistencia e incorporación al mercado laboral difiere por sexo, región, ingreso del hogar, y educación del jefe.

En el último estudio, de 2009, Bucheli y Casacuberta utilizan las Encuestas Continuas de Hogares del período 1986-2008 para analizar el comportamiento de los jóvenes de 14 a 17 años. Observan que de 2000 a 2008 hay un aumento de la asistencia de los adolescentes de 14 a 17, y luego un estancamiento y caída. Esta tendencia es aún más pronunciada para los jóvenes de 18 a 22 años. Dado que la tendencia decreciente de la tasa de actividad para estas franjas etarias en el largo plazo se frena a partir de 2002, los autores proponen que esta evolución de la asistencia podría estar causada por la coyuntura económica negativa –consecuencia de la crisis, que recién comienza a recuperarse en 2004–.

De su análisis conjunto de la tasa de asistencia y de actividad de los jóvenes, concluyen que son decisiones tomadas simultáneamente, no independientes entre sí. Estudian detalladamente lo que ocurre en 2008, con un modelo *probit* bivariado cuyas variables dependientes son la asistencia al sistema educativo y la participación laboral para los jóvenes de 14 a 17 años. La especificación agrupa tres conjuntos de regresores: los relacionados con características del individuo, otros asociados a su hogar –incluyendo el nivel socioeconómico, que se recoge a partir del logaritmo del ingreso del hogar excluyendo el ingreso del joven (variable que se asume presentará menos problemas de endogeneidad), y de un índice de privación que mide la existencia de un conjunto de activos en el hogar (y que por lo tanto es menos volátil)–. Por último, en cuanto al mercado de trabajo, incluyen como regresores la tasa de empleo por zona (mediante regionalización propuesta por el Instituto Nacional de Estadística) para los mayores de 25 años (buscando la exogeneidad total de la variable respecto a la decisión de los jóvenes), y el peso de la cohorte de los jóvenes bajo estudio en el total de la población en edad de trabajar como medida de la oferta laboral.

Los resultados de este modelo coinciden con las hipótesis planteadas por los autores. Los regresores son prácticamente todos significativos, y los efectos marginales son opuestos en las ecuaciones para la asistencia y para la participación en la PEA. Una excepción a destacar es el de las variables relacionadas con el mercado de trabajo, ya que tanto el peso de la cohorte como la tasa de empleo no son significativos en la ecuación de asistencia aunque sí lo son para la participación. Esto indicaría que el costo de oportunidad no sería tan relevante como determinante de la deserción, al menos medido en una muestra de un solo año a través de las variables mencionadas. Por otra parte, Bucheli y Casacuberta también realizan un estudio por cohortes para el período 1986-2008, intentando distinguir el efecto ciclo de vida, que refleja la

propensión a dejar el sistema educativo a cierta edad, del efecto cohorte, que muestra ciertos comportamientos generacionales (menor o mayor propensión a mantenerse más años en el sistema educativo). El efecto cohorte, año a año, no es demasiado significativo, aunque sí se observan diferencias entre los conjuntos de cohortes. En particular, las cohortes afectadas por la crisis de 2002 muestran mayores tasas de asistencia para la franja que el resto.

En el marco de la Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia 2010-2030, una iniciativa del Comité de Coordinación Estratégica de Infancia y Adolescencia, se definen una serie de objetivos a largo plazo para enfrentar distintos “desafíos” en relación a la infancia y adolescencia. Dentro de la meta general de “Fortalecimientos y transformación del sistema educativo”, Ferrari et al (2010) elaboran un informe detallado con el propósito de proponer medidas de política pública para fomentar la permanencia o retorno al sistema educativo de dos subgrupos de jóvenes de entre 14 y 17 años de edad: los económicamente activos, y los inactivos que no estudian. Una medida de la situación actual en términos de completitud del ciclo es uno de los objetivos específicos planteados: lograr que “el 55% de los jóvenes entre 21 y 23 años [haya] egresado de educación media superior en 2015 (alcanzándose el 70% en 2020, el 80% en 2025 y más del 90% en 2030)” (Ferrari et al, 2010). El documento plantea inicialmente una revisión de antecedentes sobre el estado actual de la enseñanza media y el perfil de los jóvenes que desertan y/o se encuentran más rezagados, para luego realizar una sistematización propia concentrada en los jóvenes que conforman su población objetivo (los económicamente activos y los inactivos que no estudian), en base a la Encuesta Continua de Hogares de 2008, estimando modelos *probit* bivariados cuyas variables dependientes son asistencia y actividad⁴⁹. Los resultados arrojados se encuentran en la misma línea de los ya mencionados, aunque se profundiza en las características del empleo adolescente; por ejemplo, señalan que el promedio de horas trabajadas de los jóvenes entre 14 y 17 años en el Interior es de 25 horas semanales, mientras que en Montevideo no alcanza las 20 horas semanales (y presenta una tendencia descendiente en los últimos años). Además, observan que la mayoría de los adolescentes que trabajan provienen de hogares en situación de pobreza. En cuanto a la relación entre características individuales y empleo, Ferrari et al destacan que la repetición en primaria no sólo afecta negativamente la probabilidad

⁴⁹ Se ensaya alternativamente con dos especificaciones: considerando actividad en el sentido estricto (trabaja o busca trabajo), y agregando la categoría de quienes tienen como ocupación principal la realización de tareas del hogar. Los coeficientes y significación de los regresores son similares en ambas especificaciones. Las variables incluidas de control son similares a las utilizadas por Bucheli y Casacuberta (2009), aunque agregan variables ficticias del tipo de empleo del jefe de hogar (si es cuentapropista con o sin local, jubilado o pensionista, desocupado, asalariado público o privado, o patrón).

de asistir, especialmente para los varones, sino que también aumenta la probabilidad de trabajar (particularmente trabajo no remunerado de las mujeres). Tener hijos tiene los mismos efectos en términos de probabilidad de asistir y trabajar.

Por último, Llambí et al (2009) realizan un estudio de mediano plazo, en el que se incorporan explícitamente variables macroeconómicas. Este trabajo, basado en las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de los últimos 15 años, busca medir los factores que inciden en la desigualdad de oportunidades y sus resultados indican un vínculo importante entre los resultados educativos asociados con la deserción y el ciclo económico. Los autores encuentran que los mayores niveles de desigualdad de oportunidades –en el acceso y en los logros educativos- se relacionan con la tasa de deserción del Ciclo Básico de la enseñanza media, y con la tasa de completitud en tiempo del mismo. Analizando estas tasas (para los jóvenes de 13 a 18 años), observan cambios de tendencia en ambas que atribuyen al ciclo económico: “En períodos de recesión (como el de 1999-2003) cae el costo de oportunidad de estudiar (disminuye el salario real y cae la probabilidad de encontrar un empleo), y por tanto, aumentan los incentivos a acceder y permanecer en el sistema educativo. Lo contrario ocurre en períodos de fuerte recuperación económica, como el que ocurrió en Uruguay a partir de 2004. Este factor puede constituir parte de la explicación de las variaciones en las tasas medias y la desigualdad de resultados educativos analizados para el Ciclo Básico. No obstante, al año 2007 todos los indicadores referidos al Ciclo Básico, excepto el de desigualdad en la deserción, muestran una mejora frente al período pre-crisis. Ello puede ser indicativo de una mejora en términos más estructurales (no relacionada con el ciclo económico), aunque deberá corroborarse con información futura.”

IV.4. Síntesis de principales antecedentes para el estudio de shocks

País	Autor	Objetivo del texto	Metodología	Principales resultados
Antecedentes para el caso de economías avanzadas				
EE.UU	Goldin (2001)	Estudia el boom de la asistencia en el período entreguerras en Estados Unidos	Descriptivo	Efecto sustitución en Gran Depresión eleva tasas de asistencia y matriculación
EE.UU	Redmount (2002)	Estudia las decisiones de asistencia e incorporación al mercado de trabajo para fines del SXIX en Massachusetts	Análisis de series de tiempo	Contracíclico en zonas de bajos ingresos, procíclico en zonas de clase media y no significativo en zonas de ingresos altos
EE.UU / Canadá	Card y Lemieux (2000)	Estudio de decisiones interdependientes entre estudio, trabajo y emancipación	<i>Pooled-cross section</i> con datos de EE.UU y Canadá 1971-1994	Las tres decisiones son muy sensibles a cambios en las condiciones cíclicas locales
EE.UU	Ruhm (1997)	Estudio para determinar si los retornos a la educación aumentan o disminuyen al trabajar y asistir a secundaria simultáneamente.	Datos de panel para el período 1979-1991	Efecto positivo del empleo estudiantil moderado, esp. para quienes no siguen estudios universitarios
Antecedentes para el caso de economías pobres				
Sudeste asiático	Mok et al (2009)	Estudio de consecuencias de crisis financiera sobre la educación.	Series de tiempo de matriculación para un conjunto de países.	Efecto negativo significativo sobre matriculación en secundaria aunque reducido por programas de becas y estabilidad de gasto social
India	Jacoby y Skoufias (1997)	Estudio de relación entre asistencia y shocks de ingreso con mercados financieros incompletos	Análisis en base a encuesta de asignación del tiempo	Se usa el tiempo de los jóvenes como <i>buffer</i> para suavizar impacto de shocks al ingreso del hogar
Bangladesh	Amin et al (2006)	Estudio de efecto del trabajo juvenil sobre resultados educativos	Regresiones logísticas	Trabajo juvenil disminuye asistencia y años de educación.
Camboya	Guarcello, Kovrova y Rosati (2008)	Estudio de efecto sobre asistencia y trabajo juvenil de sequías, inundaciones y problemas en las cosechas	<i>Propensity score matching</i>	Efectos negativos sobre la asistencia; de mayor impacto para hogares con menor cobertura de riesgos
Filipinas	Bacolod y Ranjan (2007)	Estudio de decisiones de los hogares respecto a asistencia, trabajo y ociosidad de jóvenes y niños	Estimación de modelo multinomial logit para estudia/estudia y trabaja/trabaja/no estudia ni trabaja	Los principales determinantes de la asistencia y trabajo de los niños y jóvenes son su habilidad y la riqueza del hogar
Indonesia	Thomas et al (2001)	Efecto de crisis financiera de 1998 en gasto de los hogares en educación y en matriculación	Regresiones en gasto y matriculación	Crisis tuvo impacto negativo sobre el gasto en educación de los hogares, y negativo pero pequeño sobre la matriculación
Guatemala	Guarcello, Mealli y Rosati (2002)	Efecto de shocks y racionamiento de crédito sobre decisiones de asistencia y participación laboral	<i>Propensity scores</i> y estimación de un <i>probit</i> bivariado para la toma de decisiones respecto al estudio y el trabajo.	Procíclico. Mayor efecto ingreso en la decisión estudiar/ociosidad
Honduras	Gitter y Barham (2007)	Efecto de riqueza, restricciones crediticias, elección de cosechas y desastre natural sobre resultados educativos en secundaria	Datos de panel para hogares rurales	Influencia del shock agregado consecuencia del huracán afecta los resultados educativos negativamente sólo para hogares con restricciones crediticias

Antecedentes para el caso de economías de ingreso medio				
Argentina	López Bóo (2010)	Estudia el efecto de la crisis 1998-2002 en las decisiones conjuntas de asistencia a nivel medio de enseñanza e involucramiento con el mercado de trabajo a través del estudio del impacto del efecto sustitución e ingreso	<i>Logit</i> multinomial considerando jóvenes que sólo trabajan, sólo estudian, trabajan y estudian, inactivos, y desocupados que no estudian	Probabilidad de asistir y no trabajar aumenta en desmedro de los grupos de inactivos, estudian y trabajan, y sólo trabajan. Cambios en el mercado de trabajo tienen efecto más fuerte sobre los hombres
Brasil	Duryea (1998)	Estudia impacto de shocks idiosincráticos (pérdida de empleo del padre) sobre probabilidad de pasar de grado del joven	Estimación en base a paneles rotativos de dos años	Probabilidad de pasar de grado disminuye ante el shock
Brasil	Duryea et al (2007)	Estudia impacto de shocks idiosincráticos (pérdida de empleo del padre) sobre probabilidad de pasar de grado, asistir, y trabajar	Estimación en base a paneles rotativos de dos años	Pérdida de empleo aumenta probabilidad de desertar, no pasar de grado, y trabajar
Brasil	Duryea et al (2003)	Estudio de efecto de costo de oportunidad sobre resultados educativos	<i>Pooled cross-section</i> estimando probabilidad de deserción y empleo en función de salario promedio por zona de hombres no calificados	Probabilidad de deserción y empleo juvenil aumentan ante suba del salario promedio no calificado
Brasil	Guarcello, Rosati y Scaramozzino (2008)	Estudia efecto de incertidumbre en mercado laboral sobre asistencia	Modelo estocástico de transición colegio-empleo	Mayor incertidumbre en salarios aumenta probabilidad de asistencia
Costa Rica	Funkhouser (1999)	Estudio de crisis de 1981-83 sobre asistencia y trabajo juvenil	<i>Pooled cross-section</i> modelando la asistencia por características de jóvenes y hogar, por efectos regionales y de año	Crisis generó caída en niveles de asistencia de 6%, mientras que el trabajo juvenil aumentó
México	Binder (1999)	Estudio de efectos de PIB sobre indicadores educativos en período 1977-94	Relación entre tasas de retención y continuidad en la asistencia y cambios en PIB per cápita	Contraciclicidad de indicadores educativos respecto al PIB per cápita, que se intensifica en picos recesivos
México	Binder y Scrogin (1999)	Estudio de participación de niños y jóvenes en mercado laboral	Estimación de modelo de producción del hogar para determinar horas trabajadas (muestra no incluye jóvenes que trabajan y no asisten)	Costo de oportunidad aumenta probabilidad de participación en fuerza laboral, y ésta reduce horas invertidas en educación (pero no resultados académicos)
México	McKenzie (2001)	Estudia efectos de crisis 1995-96 en matriculación	<i>Pooled cross-section</i> en base a encuestas de gastos	Comportamiento contracíclico de la matriculación; especialmente varones de 15 a 20 años
México	Skoufias y Parker (2006)	Estudia efecto de programa PROGRESA de transferencias condicionadas sobre asistencia y trabajo juvenil	Estimaciones basadas en información para muestra de evaluación de impacto	Luego de un shock idiosincrático (pérdida de empleo de padres), aumenta la probabilidad de deserción al año siguiente: efecto <i>added-worker</i>
Perú	Schady (2004)	Estudio de efecto de crisis de 1988-92 sobre probabilidad de asistencia y empleo, y sobre años de estudio aprobados	<i>Probits</i> estimando probabilidad de asistencia y empleo y MCO para años de estudio aprobados en base a <i>pooled cross-section</i> para tres años	Efecto muy moderadamente positivo de crisis sobre probabilidad de asistencia, fuerte sobre probabilidad de empleo y años promedio completados
Venezuela	Blanco y Valdivia (2006)	Estudio de relación entre crisis 2002-2003 y trabajo juvenil	Análisis descriptivo	Empleo juvenil aumenta ante fluctuaciones del ingreso de los hogares como consecuencia de crisis; tasas de asistencia de jóvenes que trabajan presentan tendencia decreciente

V.1. La educación media en Uruguay

La educación media en Uruguay abarca un período de seis años, luego de la etapa escolar (“primaria”) de igual duración. Los niños que se inscriben a tiempo en primaria y cursan en tiempo y forma este ciclo, ingresan al nivel medio de enseñanza a los 12 años (o 11 en algunos casos⁵⁰). Este nivel medio (también llamado “secundaria”) se subdivide a su vez en dos etapas de igual duración: Ciclo Básico (de primer a tercer grado) y Ciclo Superior (de cuarto a sexto grado).⁵¹ Quienes ingresan sin rezago y finalizan este segundo ciclo en forma cumplen 18 (o 17) cursando el último año.

Desde 1875 la enseñanza primaria es obligatoria por ley. Respecto a secundaria, en 1935 se separa la enseñanza media de la órbita de la Universidad; en 1973, con una nueva ley de educación, se extiende la obligatoriedad al Ciclo Básico, pero recién 13 años después primer ciclo unifica su currículo abarcando a todos los estudiantes sujetos a la obligatoriedad de la enseñanza en lo que se dio a llamar Ciclo Básico Único (CBU). Esta modalidad se implementó con el Plan 86, llevado adelante en el marco de la “Ley de Emergencia de la Educación.”⁵² En 1995 se formulan diversos proyectos orientados al mejoramiento de la enseñanza pública, incluyendo un plan de construcción y los Proyectos de Mejoramiento de la Educación Secundaria y Formación Docente (MESyFOD), y de mejora de la educación técnico-profesional (UTU-BID). El Plan 86 fue modificado a continuación, con la introducción de cambios no sólo en la currícula, sino también en la extensión horaria, la instalación de centros de lenguas extranjeras para el aprendizaje de idiomas alternativos al inglés curricular, entre otras modificaciones. Esta reformulación (Plan 96) fue conocida en su comienzo con el nombre “Plan Piloto”, pero no llegó en su forma inicial a incorporarse a todos los centros educativos de enseñanza formal.⁵³ A partir de entonces, y hasta 2006 coexistieron un gran conjunto de planes y reformas que fueron introduciéndose parcialmente también en segundo ciclo. La tercera y última modificación relevante dentro del período de estudio de este análisis se dio en el año 2006, con la

⁵⁰ Generalmente suelen aceptarse inscripciones de quienes comienzan el curso (en marzo) con once años, pero cumplen los doce antes de junio.

⁵¹ Una alternativa a los liceos de secundaria, dentro de la órbita de la enseñanza formal, está en la UTU, en donde se imparten cursos técnicos-profesionales, que cuentan con formación básica como la de los liceos pero que se complementa con un perfil más técnico que busca preparar a los jóvenes para una salida más directa al mercado laboral.

⁵² Ley 15.739.

⁵³ En el año 1996 sólo ocho liceos y tres escuelas técnicas implementaron este plan, mientras que en 2001 137 liceos y 60 escuelas técnicas lo tenían incorporado (el 65% de los centros públicos con Ciclo Básico).

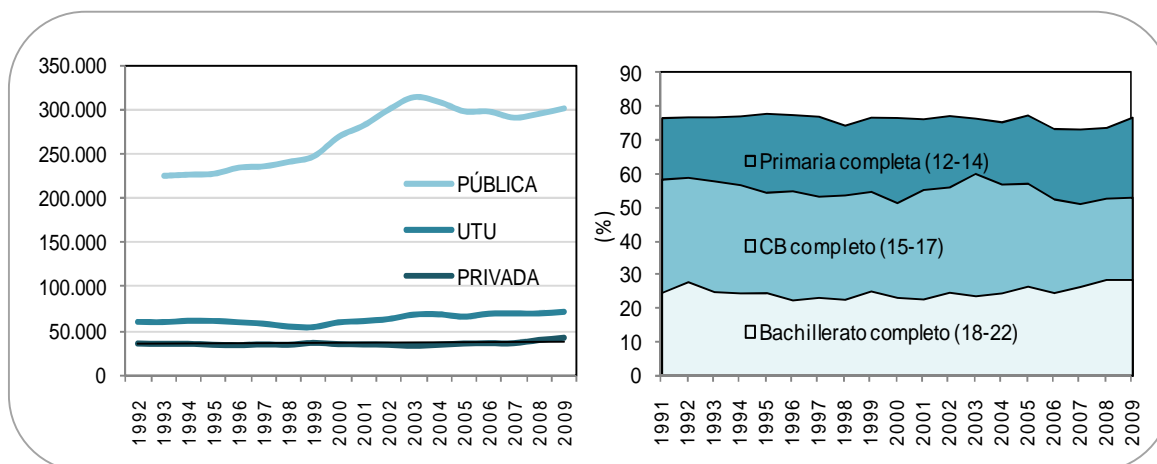
introducción de nuevos cambios curriculares en ambos ciclos de enseñanza media buscando unificar el currículo ante la diversidad de planes y programas coexistentes hasta el momento y en 2008 cuando se aprueba una nueva Ley de Educación, uno de cuyos aspectos más relevantes –artículo 7– es la extensión de la obligatoriedad de la educación a 13 años (desde preescolares hasta secundaria completa)⁵⁴.

Analizando los logros educativos a nivel medio de enseñanza, se constata un aumento generación a generación del promedio de años de educación aprobados (Bucheli y Casacuberta, 2000). A nivel institucional se explica el impulso de la asistencia en la segunda mitad de la década de los noventa tanto por las reducciones de las tasas de deserción inter-sistema, como por factores de oferta educativa (expansión edilicia, racionalización de turnos y extensión horaria llevados a cabo entre 1996 y 1998, implementación de la reforma de contenidos del ciclo básico de 1996), y factores exógenos al sistema como los asociados a la fuerte reducción de la participación en el mercado de trabajo de los jóvenes (ANEP, 2005; Furtado, 2003). Conceição et al (2009) también subrayan la incidencia positiva de la reforma de 1996 en la capacidad de retención de los jóvenes, sobre todo a nivel de Ciclo Básico, y el estrecho vínculo de los resultados educativos de estos años con la caída en la participación en el mercado de trabajo. Sin embargo, también se reconoce que no es sencillo identificar una causalidad directa, puesto que es una decisión que se toma en forma conjunta (Bucheli y Casacuberta, 2009).

Contemplando la completitud por ciclos, se observa un fuerte contraste entre la cobertura y tasas de egreso para distintos rangos de edad. Según datos oficiales de ANEP, hace casi 20 años que la proporción de jóvenes de entre 12 y 14 años que culminan la enseñanza primaria se muestra estable, cerca del 80%. Sin embargo, esta proporción disminuye considerablemente en los ciclos siguientes: de los jóvenes entre 15 y 17 años de edad, menos del 60% tiene ciclo básico completo; y menos del 30% de los jóvenes del rango 18-22 tiene bachillerato completo. En cuanto a la división público-privado, la matriculación en enseñanza privada muestra una muy moderada tendencia creciente en los últimos años, mientras que la matriculación a los centros de enseñanza media públicos se muestra más volátil, y representa entre el 70% y el 75% del total de matriculas registradas por año según fuentes de ANEP.

⁵⁴ El nuevo plan de estudios reformuló y actualizó la currícula y aumentó en forma significativa la carga horaria semanal a 39 horas de clase en el Ciclo Básico y la cantidad de turnos por centro educativo se redujo a dos en lugar de tres. También se han realizado mejoras a nivel de la enseñanza técnico-profesional tanto en ciclo básico como en los bachilleratos tecnológicos, a la vez que se implementó el programa de formación profesional de base, orientado a la culminación del ciclo básico por parte de adolescentes y jóvenes de 15 años y más, bajo una modalidad pedagógica innovadora basada en talleres. (PNUD, 2009).

Gráfico 1. Matriculación según centro de enseñanza Gráfico 2. Completitud de ciclos por rangos de edad



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ANEP, 2005

En este contexto, Uruguay, que tuvo un temprano desarrollo de la educación y en particular de la educación primaria, se ha redefinido las metas nacionales para el Objetivo 2 (ODM⁵⁵) tomando como desafío la universalización de la educación inicial – 3 a 5 años– y del primer ciclo de secundaria, así como la expansión de la educación secundaria superior (Conceição et al, 2009). Además de las dos últimas reformas del sistema educativo, que habrían tenido un impacto positivo sobre los resultados educativos de acuerdo a la literatura reseñada para Uruguay, cabe destacar dentro del marco más amplio de políticas de desarrollo, la implementación del nuevo régimen de Asignaciones Familiares Plan de Equidad a partir de la Ley 18227, en cuya exposición de motivos se manifiesta explícitamente que se “busca contribuir a la retención de jóvenes en el sistema educativo, especialmente en el ciclo secundario, pues este aspecto constituye uno de los principales problemas del sistema educativo uruguayo.” La población objetivo⁵⁶ está compuesta por niños y adolescentes pertenecientes a hogares en situación de vulnerabilidad social, y/o que son atendidos a tiempo completo por establecimientos del Instituto del Niño y del Adolescente del Uruguay (INAU). La base de la transferencia es de 700 pesos uruguayos mensuales para el primer niño que asiste a primaria por cada hogar, suma que asciende a 1000 pesos para los que asisten a secundaria.⁵⁷ Castaings et al (2009) realizan un análisis en base a *propensity score matching* para estudiar el efecto del programa de Asignaciones

⁵⁵ Objetivos de Desarrollo del Milenio al cual suscriben todos los países de Naciones Unidas.

⁵⁶ La meta para 2008 era cubrir a los 330.000 niños y jóvenes pertenecientes a los hogares más pobres, y casi 328.000 accedieron, mientras que para 2009 el objetivo era alcanzar los 500.000, pero accedieron menos de 390.000.

⁵⁷ Para hogares con más de un niño o joven, se multiplica la base por el número de niños elevado al exponente 0,6.

Familiares (AFAM) sobre la asistencia a nivel de secundaria y encuentran que el impacto promedio estimado de las transferencias sobre la probabilidad de asistencia de los jóvenes de 12 a 17 años de edad respecto al grupo de control es de 7%.⁵⁸ Este porcentaje asciende a 10,7 y 17,5% para los jóvenes de 16 y 17 años de edad respectivamente.

V.2. Contexto macroeconómico en Uruguay (1986-2009)

La economía uruguaya de la post-dictadura presenta tres períodos bien definidos: un crecimiento moderado desde 1986 hasta 1998 (interrumpido sólo en 1995); un período de recesión que comienza en el año 1999 agudizándose hacia 2002 (años en que el producto cae 11%) y luego un período de recuperación con un crecimiento más dinámico de la actividad, que comienza en 2003 pero se afianza recién en 2004. Desde entonces hasta 2009 el PIB ha crecido a una tasa promedio de 7,4%, un registro muy elevado en términos históricos, pese a que en un contexto de crisis mundial en 2009 se evidencia una desaceleración importante.

A principios de los noventa, con la conformación del MERCOSUR, el proceso de integración mundial y regional derivó en una reestructuración de la producción y el empleo, destacándose la fuerte contracción del empleo industrial y el importante crecimiento del empleo en el sector de los servicios. Otro rasgo característico de este período es la importante afluencia de capitales que permitió financiar elevadas tasas de crecimiento y también altos niveles de déficits en cuenta corriente. Esta tendencia se quiebra en 1998 con la crisis de los países del sudeste asiático, lo que sumado a la devaluación del real y el episodio extremo de interrupción en el financiamiento a partir de 2002 por la alta vinculación con la economía argentina, desembocan finalmente en la crisis más importante del período de estudio (Perera, 2007).

Las variables asociadas al mercado de trabajo en estos 24 años reflejan el fuerte impacto de la crisis y también el dinamismo de los últimos años. Sin embargo, en gran parte de la década de los noventa el crecimiento económico no se tradujo en aumentos ni del salario real, ni de la demanda de trabajo (tasa de empleo), como puede observarse en los gráficos 4 y 6.

⁵⁸ Este porcentaje es muy similar a los resultados obtenidos por la evaluación ex-ante del programa realizado por Amarante et al (2008).

Gráfico 3. Variación real anual del PIB

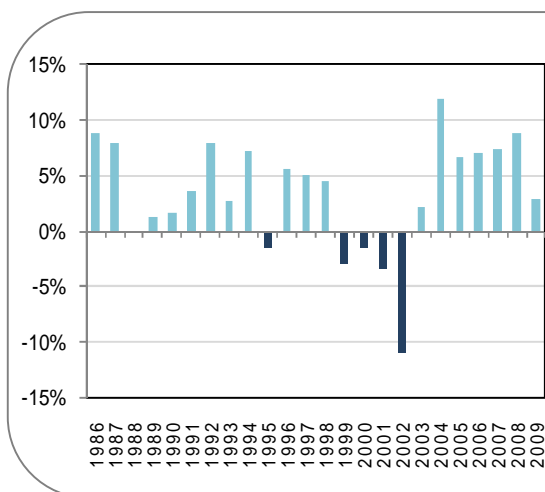
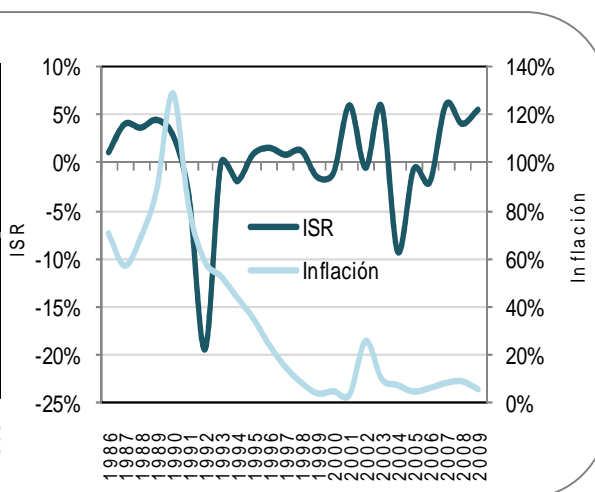


Gráfico 4. Inflación y variación anual de salarios



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE y BCU

Gráfico 5. Tasa de actividad específica (país urbano)

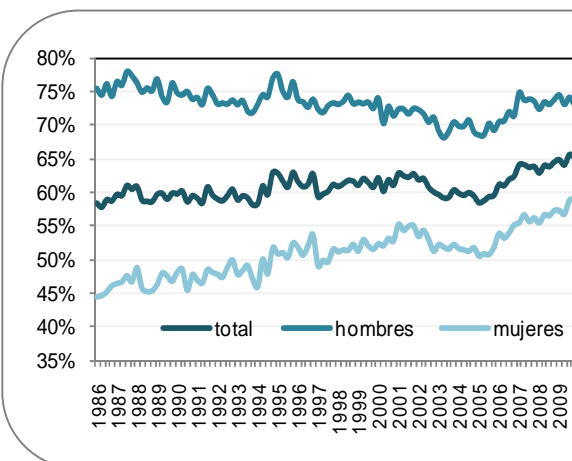


Gráfico 6. TE y TD (país urbano)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

En cuanto a la participación en el mercado de trabajo (evaluando las decisiones de oferta, que se reflejan en las tasas de actividad) se evidencia un leve incremento en todo el período, lo que se explicó por el sostenido incremento de las tasas de actividad de las mujeres.⁵⁹ Sin embargo, tanto para las mujeres como para los hombres, en la crisis la participación activa en el mercado de trabajo disminuyó, lo que podría explicarse por efectos de “trabajador desalentado”, fenómeno que también tuvo particular incidencia en Argentina, en los mismos años de crisis (López Bóo, 2010).

⁵⁹ Espino et al (2009) realizan un estudio con seudopaneles para estudiar los determinantes de estos cambios de conducta de las mujeres respecto a su involucramiento con el mercado de trabajo.

Pese a esta menor búsqueda de trabajo, la fuerte contracción de la actividad y la demanda de trabajo llevaron a un desempleo de casi 20% en 2002.

En el último período (2004-2009), a diferencia de la primera década, el crecimiento económico sí se tradujo en un importante aumento de la demanda de empleo, que se refleja en la evolución de la tasa de empleo (cantidad de ocupados en total de la población en edad de trabajar). De mínimos en torno al 50% durante la crisis (cuando se registró el máximo nivel de desempleo), la tasa de empleo en los últimos años se ha aproximado al 60%, niveles máximos en términos históricos.

Con este breve análisis exploratorio de la evolución de algunas variables macroeconómicas, se advierte un potencial efecto asimétrico (o de distinta intensidad) de los cambios en las condiciones agregadas en los mecanismos de transmisión (costo de oportunidad e ingreso promedio de los hogares); lo que puede eventualmente distorsionar en algún período resultados que busquen generalizar el comportamiento de los jóvenes para todo el período. En concreto, si bien en el período recesivo se evidencian claras señales: fuerte reducción tanto de ingresos, como de salarios y de tasa de empleo (y en este sentido el comportamiento de la asistencia será procíclico o contracíclico dependiendo de cuál de los efectos sea mayor); en los períodos de crecimiento podrían observarse otros patrones de comportamiento puesto que los cambios en las condiciones agregadas actuaron de distinta forma sobre las variables asociadas al ingreso y el mercado laboral.

VI. HIPÓTESIS

De acuerdo al modelo de análisis adaptado de Ferreira y Schady (2009), el resultado de los cambios en las condiciones agregadas sobre la demanda por educación –que en este estudio se evalúa en términos de asistencia al sistema de enseñanza media– es teóricamente ambiguo. El comportamiento puede ser procíclico o contracíclico dependiendo de la intensidad con que operen los dos principales mecanismos de transmisión: el efecto sustitución y el efecto ingreso. El primero actúa a través del costo de oportunidad de la inversión en educación, y conduce a un comportamiento contracíclico. Según la literatura reseñada en la sección IV para los países de la región, y en particular para Uruguay, este efecto explica una parte importante de la evolución de las tasas de asistencia.⁶⁰ El segundo mecanismo, que opera únicamente cuando los hogares enfrentan restricciones al crédito –como se supone en este trabajo–, tiene el efecto opuesto. Por tanto, el modelo predice un comportamiento más de tipo contracíclico cuanto menores sean las restricciones de crédito (países de mayores ingresos), y una tendencia hacia un comportamiento procíclico para los países pobres en los que el acceso al crédito es más dificultoso.

En base al comportamiento esperado por el modelo de análisis; considerando los principales resultados empíricos disponibles para este país y otros de ingresos medios en la región; luego de haber realizado un breve análisis exploratorio sobre las condiciones macroeconómicas del período de estudio, se plantea la hipótesis orientadora de este trabajo. En Uruguay para el período 1986-2009, los cambios en la actividad económica inciden en las decisiones de asistencia a nivel medio de enseñanza a través de los dos principales efectos identificados en el modelo de análisis; se espera una mayor intensidad del efecto sustitución por sobre el efecto ingreso lo que implicaría un comportamiento contracíclico de la asistencia.

Sin embargo, dada la extensión del período de estudio y los comportamientos diferenciados que pueden esperarse de acuerdo a las características de los jóvenes, se plantean dos hipótesis auxiliares que contribuyen a la interpretación de los resultados en términos de la hipótesis orientadora.

⁶⁰ Los resultados obtenidos por López Bóo (2010) para Argentina –país de características similares y con el que además Uruguay comparte la crisis de 2001-2002– resaltan la importancia del costo de oportunidad como determinante de las decisiones de asistencia. Este efecto también es destacado en la literatura para Uruguay (Bucheli y Casacuberta, 2009; CEPAL, 2002; Ferrari et al, 2010).

- El impacto de las condiciones agregadas por vía de los efectos sustitución e ingreso podría ser diferenciado entre hombres y mujeres, y según edades. Los antecedentes empíricos relevados sugieren que los hombres se ven más afectados por variables asociadas al costo de oportunidad de estudiar.⁶¹ A su vez, considerando los postulados básicos de la teoría del capital humano, cabría esperar un resultado diferenciado por edades, derivado de un efecto sustitución más fuerte para los mayores. Se buscará probar si se constatan estos efectos diferenciados para Uruguay en el período de estudio, a través de modelos especificados por subgrupos.
- La consideración de un período relativamente extenso que no busca sólo estudiar los efectos de un shock contractivo pronunciado –en lo que se concentran la mayoría de los estudios reseñados–, sino que abarca también distintas fases expansivas y otras recesivas menores, podría implicar que el costo de oportunidad y el ingreso de los hogares (los mecanismos de transmisión planteados en el modelo de análisis) no reaccionen de igual forma ante cambios en las condiciones agregadas. Por otra parte, cambios institucionales, políticos, generacionales, u otros factores temporales no asociados a la variación en las condiciones agregadas, podrían conducir a que la asistencia no siempre se mueva en dirección contraria al ciclo económico. Incluso cambios en los retornos esperados a la educación o en la oferta educativa que no estén relacionados con las variaciones en los niveles de actividad económica podrían explicar un comportamiento de este tipo. Se buscará entonces especificar los modelos de forma de poder contemplar estos efectos temporales profundizando la interpretación de los resultados.

⁶¹ López Bóo (2010) identifica una diferenciación de este tipo y señala que puede deberse tanto a actitudes distintas en el seno del hogar respecto a la salida laboral de hombres y mujeres, como a las mayores oportunidades laborales disponibles para los hombres. También respecto al comportamiento diferenciado por género ante cambios en las condiciones agregadas, hay trabajos que sugieren que la salida al mercado laboral por parte de más integrantes en la familia para compensar caídas en el ingreso (efecto de “*added-worker*”) podría retener más a las mujeres en el hogar (tareas domésticas, cuidado de hermanos menores o hijos pequeños), como ocurrió en la crisis de México estudiada por Skoufias y Parker (2001). Por su parte, para EE.UU. y Canadá, Card y Lemieux (2000) señalan que las mujeres tienen un comportamiento menos elástico ante cambios en las variables asociadas al mercado de trabajo.

VII. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En esta sección se presenta la estrategia con la que se ponen a prueba empíricamente las hipótesis planteadas en el marco del modelo de análisis adaptado de Ferreira y Schady (2009). La metodología está particularmente inspirada en los trabajos de Schady (2004), que especifica un *probit* sobre un *pool* de encuestas de hogares para la asistencia en los años noventa en Perú; López Bóo (2010), quien realiza un *pool* de EPH⁶² para estudiar las decisiones conjuntas de asistencia e involucramiento con el mercado de trabajo con un *logit multinomial* para 1992-2003 en Argentina; Bucheli y Casacuberta (2009), que especifican un modelo *probit* bivariado para explicar la decisión conjunta de asistencia y participación en el mercado de trabajo para Uruguay en 2008-, los tres presentados en la sección IV.

Para estudiar el impacto de los cambios en las condiciones económicas agregadas y de sus mecanismos de transmisión⁶³ en las decisiones de asistencia de los jóvenes en Uruguay se especifican un conjunto de ecuaciones que modelan la probabilidad de asistencia a través de un *probit* realizado con un *pooled cross-section* en base a 24 Encuestas Continuas de Hogares (ECH)⁶⁴ correspondientes al período de estudio 1986-2009. Las variables que se incorporan como explicativas de la decisión individual de asistencia se clasifican en cuatro conjuntos⁶⁵: aquellas asociadas a características observables del individuo y su hogar; otras asociadas a los efectos por trimestre y zona; un conjunto de variables *dummy* que identifican al joven con una cohorte y el año en que fue encuestado; y finalmente las macroeconómicas incluidas en el modelo de análisis –las que representan la evolución de los niveles de actividad de la economía y los mecanismos principales de transmisión, definidas en el modelo de análisis–.

Debido a que podrían evidenciarse problemas de endogeneidad de las variables asociadas al mercado laboral en un modelo que explica las decisiones de asistencia (Bucheli y Casacuberta, 2009 ; Card y Lemieux, 2000; Kondylis y Manacorda, 2006),

⁶² Encuestas Permanentes de Hogares.

⁶³ F&S (2009) identifican cuatro canales mediante los que los cambios en las condiciones agregadas repercuten en las decisiones de demanda por educación. El efecto ingreso y el efecto sustitución, ya presentados, son los dos principales. “Mecanismos de transmisión” hace referencia de aquí en más a estos canales, aunque no es una expresión que utilizan F&S (2009).

⁶⁴ Las ECH las realiza el Instituto Nacional de Estadística de forma ininterrumpida desde el año 1968, aunque recién en 1981 se extiende de la capital a todas las áreas urbanas del país. Son encuestas que se realizan a lo largo de todo el año a los hogares del país. La cobertura y también las preguntas de los cuestionarios han ido cambiando a lo largo de los años. En la sección VII.5 se señalan los alcances y limitaciones de esta fuente de información.

⁶⁵ Esta clasificación se realiza con un fin expositivo, tanto las variables asociadas a características del individuo y el hogar, como las referidas a la zona, trimestre, año y cohorte actúan como variables de control en este trabajo que busca estudiar en particular el efecto de las variables macroeconómicas.

que de confirmarse generarían un sesgo en las estimaciones de los coeficientes asociados a estas variables, se realizan pruebas de endogeneidad usando variables instrumentales.

VII.1. Especificación de modelos *probit*⁶⁶

Para estimar la probabilidad de asistencia para un joven –dentro del universo de muestra determinado– en función de las variables antes presentadas, se especifica un modelo *probit* de elección discreta.

Los modelos *probit* forman parte del conjunto de “modelos índice” –ecuación (1)– porque restringen la forma en que la probabilidad de respuesta dependa de X: p(X) es una función de X sólo a través del índice $X\beta = \beta_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_k$

$$P(y = 1 | X) = G(X\beta) \equiv p(X) \quad (1)$$

Con matrices $X_{(1 \times k)}$, $\beta_{(k \times 1)}$, siendo el primer elemento de X la unidad. G(.) toma valores en el intervalo unitario abierto: $0 < G(z) < 1$, para todo z que pertenece al conjunto de los reales. La función G es la que mapea el índice en una respuesta binaria, función que suele ser de distribución acumulativa. Así, el *probit* es un caso especial de la ecuación (1) en donde:

$$G(z) = \Phi(z) = \int \phi(v) dv, \text{ con } \phi(z) \text{ densidad normal estándar}^{67} /$$

$$\phi(z) = 2\pi^{-1/2} \exp(-z^2/2)$$

En este trabajo, la variable dependiente discreta toma valores uno o cero (asiste o no asiste, que es lo que se observa), pero se supone que hay una variable latente y^* que determina el valor de la variable dicotómica observable y:

$$y = \begin{cases} 1 & y^* = X\beta + \varepsilon > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Con ε independiente de X, con distribución simétrica en el entorno de cero. Si Φ es la distribución de función continua de ε , entonces $1 - \Phi(-z) = \Phi(z)$ para todos los reales z.

Por tanto la probabilidad de asistir ($y=1$)⁶⁸ está dada por:

⁶⁶ La presentación del modelo *probit* y el método de estimación se basa en Wooldridge (2002).

⁶⁷ Un modelo similar y que generalmente se aplica a los mismos casos que los modelos *probit* es el modelo *logit*. En esta instancia, lo único que diferencia al modelo *logit* del *probit* es la función de distribución de G (.). G(z) en un modelo *logit* se define: $G(z) = \Lambda(z) = \exp(z) / [1 + \exp(z)]$ (Wooldridge, 2002)

$$\text{Prob}(y=1 | X) = P(y^* > 0 | X) = P(\varepsilon > -X\beta | X) = 1 - \Phi(-x\beta) = \Phi(x\beta) \quad (2)$$

que, como puede observarse, es la misma expresión que en (1).

Entonces, el modelo *probit* para este caso se puede expresar como en (3). En este caso la variable endógena (y) se define como una de respuesta binaria: los valores que toma son 1 si el joven de la muestra asiste y 0 si no asiste.

$$P(y=1 | X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_k) \quad (3)$$

Conociendo el valor de un coeficiente β_j se puede identificar el signo con el que afecta la variable x_j a la variable dependiente. Sin embargo, para obtener una magnitud del efecto se deben calcular, en caso de variables explicativas continuas, los efectos marginales (midiéndose el impacto del diferencial del cambio en una unidad de x_j en la probabilidad condicionada de y en X). Entonces:

$$\delta p(y=1 | X) / \delta x_k = \delta \Phi(\beta'X) / \delta x_k = \phi(\beta'X)\beta_k \quad (4)$$

Como el efecto marginal de una variable depende de las demás variables explicativas, éstas deben valuarse en algún valor específico. Usualmente se usan las medias, pero por ejemplo, en el caso de las variables *dummy*, puede tener más sentido valuarlas en cero o uno (Wooldrige, 2002).

Por otra parte, si x_k es una variable explicativa binaria, el efecto parcial de que esta variable pase de valer cero a uno, manteniendo todas las otras variables fijas es simplemente:

$$\Phi[(\beta_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_{k-1}x_{k-1} + \beta_k) - \Phi(\beta_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_{k-1}x_{k-1})] \quad (5)$$

Nuevamente aquí, la expresión depende de todos los valores de las restantes x_j .

Para estimar los parámetros β del modelo se utiliza el método de máxima verosimilitud. Los estimadores son los valores de los parámetros que maximizan la función de verosimilitud definida por⁶⁹:

⁶⁸ Podría definirse al revés: 1 para los individuos que no asisten y 0 para aquellos que asisten. Esto no implica mayores dificultades. En este trabajo se evalúa la probabilidad de asistencia, porque es así como se hace en la mayor parte de la literatura sobre el tema, y los resultados así son comparables de forma más directa.

⁶⁹ La función logarítmica de verosimilitud para la observación i está dada por:
 $\ln l(\beta) = y_i \log(G(x_i\beta)) + (1-y_i)\log(1-G(x_i\beta))$, así, el logaritmo de la función de verosimilitud para una muestra tamaño n se define como: $\ln L = \sum_{i=1}^n \ln l(\beta)$ ($i=1, 2, \dots, n$)

$$L = \prod_{y_i=1} (1 - \phi(-X_i\beta)) \prod_{y_i=0} \phi(-X_i\beta)$$

Los estimadores de máxima verosimilitud (MV) son (por propiedades) consistentes, asintóticamente normales y asintóticamente eficientes.

Cameron y Trivedi (2009) señalan que en modelos de variable dependiente binaria no hay ninguna ventaja en usar los errores estándar de Huber-White (H-W) para la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de máxima verosimilitud, siempre que la forma funcional para $P(y = 1 | X)$ esté correctamente especificada.⁷⁰ En caso de no estarlo, los errores estándar obtenidos por MV deberían diferir sustancialmente de los obtenidos mediante la corrección de H-W.

Así, un modelo *probit* permite una estimación de las probabilidades, de efectos marginales y un conjunto de resultados subsidiarios, al costo de imponer una distribución normal a la distribución de los datos.

VII.2. Pruebas de endogeneidad y método de variables instrumentales

Para someter a prueba la endogeneidad de las variables que se sospecha podrían tener este problema –en este trabajo, aquellas relacionadas con el mercado laboral de los jóvenes–, siguiendo a Cameron y Trivedi (2009), Gerstenblüth y Pagano (2008) y Wooldridge (2002), se estima un modelo *probit* especificando instrumentos para estas variables. En base al modelo de variable latente con regresor endógeno continuo planteado por Cameron y Trivedi:

$$y^*_{1i} = \beta y_{2i} + x'_{1i}\gamma + u_i \quad (6)$$

$$y_{2i} = x'_{1i}\pi_1 + x'_{2i}\pi_2 + v_i \quad (7)$$

donde y^*_{1i} es la variable latente de interés; y_2 es el regresor endógeno; x_1 es un vector de regresores exógenos; y x_2 es un vector de variables instrumentales adicionales que afectan y_2 pero pueden ser excluidas de la ecuación (6) dado que no afectan directamente a y^*_{1i} . La ecuación de la forma reducida (7) explica la variación en la variable endógena en términos de variables estrictamente exógenas. El enfoque de

⁷⁰ Los errores estándares por MV son obtenidos imponiendo la restricción $V(y|X) = G(X'\beta) [1-G(X'\beta)]$, y esto se cumple porque la varianza de una variable binaria siempre es $p(1-p)$, en este caso, con $p=p(X)$.

modelo estructural asume que los errores u_i y v_i tienen una distribución conjunta normal donde $(u_i, v_i) \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$, donde $\Sigma = \sigma_{ij}$ ⁷¹. Estos supuestos implican que:

$$u_i | v_i = \rho v_i + \varepsilon_i, \text{ donde } E(\varepsilon_i | v_i) = 0.$$

Entonces, un test de la hipótesis nula que establezca la exogeneidad de y_2 es equivalente al test de $H_0 : \rho = 0$ porque, entonces, u_i y v_i son independientes.⁷²

Por otra parte, Rivers y Vuong (1988) proponen una metodología en dos etapas que permite realizar un test sencillo sobre la endogeneidad de la variable y_2 cuyo procedimiento puede consultarse en Wooldridge (2002) y se realiza aquí con el fin de confirmar los resultados obtenidos por la primera metodología.

VII.3. Pruebas de bondad de ajuste de los modelos

Las pruebas de bondad de ajuste con las que se evalúan las estimaciones de los modelos son el *Pseudo R2* y la capacidad predictiva del modelo a través de: los casos correctamente predichos y una evaluación de la especificidad y sensibilidad del modelo a través de las curvas ROC.⁷³ Para la prueba de significación de los coeficientes por separado y conjunta se utilizan los test de Wald y Razón de Verosimilitud.

- *Pseudo R²*

En este tipo de modelos no lineales el R^2 tradicional no sirve para analizar la bondad del modelo porque los modelos de elección discreta no están diseñados para minimizar el cuadrado de los errores (Greene, 2000). Una medida análoga al R^2 pero utilizada en los modelos no lineales, es el llamado pseudo R^2 . Esta medida permite evaluar la significación del modelo en su conjunto y se define como:

$$\text{Pseudo } R^2 = 1 - (\ln L_0 - \ln L),$$

donde $\ln L$ es el logaritmo de la función de verosimilitud correspondiente al modelo estimado y $\ln L_0$ el logaritmo de la función de verosimilitud correspondiente al modelo que considera solamente el término constante. Dado que el logaritmo de la función de

⁷¹ En el modelo *probit*, los coeficientes son identificados a escala, por tanto, $\sigma_{11} = 1$

⁷² El comando del STATA *ivprobit* realiza esta estimación una vez que se especifican los instrumentos, y además en la salida se presenta el resultado de una prueba de Wald para probar la hipótesis nula ($\rho = 0$)

⁷³ En varias de estas pruebas se debe recurrir a un redondeo de las ponderaciones (o pesos) utilizados para los individuos de la muestra. Mientras que para las estimaciones de los modelos probit y de sus efectos parciales se permite utilizar ponderaciones probabilísticas (*pweight*, como se les denomina en el software estadístico STATA), para el análisis de clasificación de casos y las curvas ROC forzosamente deben utilizarse ponderaciones con valores en el conjunto de los números naturales (*frequency weights*) lo que implica una pérdida de precisión de los pesos utilizados.

verosimilitud es menor que 0 en todos los casos, este estimador varía entre 0 y 1, cuanto mayor es este coeficiente más “adecuado” resulta el modelo.

- Evaluación de la capacidad predictiva del modelo

El cuadro muestra la clasificación en cuatro grupos de las predicciones del modelo, en donde “x” es el punto de corte elegido.

Figura 14. Casos correctamente predichos

	POSITIVO (asiste)	NEGATIVO (no asiste)
Predicho positivo $P(Y=1) > X$	VERDADERO POSITIVO	FALSO POSITIVO
Predicho negativo $P(Y=1) < X$	FALSO NEGATIVO	VERDADERO NEGATIVO

Figura 15. Clasificación de predicciones

ÍNDICE	DEFINICIÓN	EXPRESIÓN
Tasa de aciertos	Cociente entre las predicciones correctas y el total de predicciones	$(p_{11}+p_{22})/(p_{11}+p_{12}+p_{21}+p_{22})$
Tasa de errores	Cociente entre las predicciones incorrectas y el total de predicciones	$(p_{12} + p_{21}) / (p_{11} + p_{12} + p_{21} + p_{22})$
Especificidad	Proporción entre la frecuencia de valores 0 correctos y el total de valores 0 observados	$p_{11} / (p_{11} + p_{21})$
Sensibilidad	Razón entre los valores 1 correctos y el total de valores observados	$p_{22} / (p_{12} + p_{22})$
Tasa de falsos ceros	Proporción entre la frecuencia de valores 0 incorrectos y el total de valores 0 observados	$p_{21} / (p_{11} + p_{21})$
Tasa de falsos unos	Razón entre los valores 1 incorrectos y el total e valores uno observados	$p_{12} / (p_{12} + p_{22})$

La sensibilidad de las predicciones realizadas por el modelo es una medida útil para el análisis de su bondad de ajuste: expresa la probabilidad de que un individuo sea clasificado como “positivo” (en el caso del presente modelo, como asistente al sistema educativo) dado que efectivamente lo es. La especificidad, análogamente, expresa la probabilidad de que un individuo sea clasificado como “negativo” (en este caso, como desertor) dado que efectivamente lo es. Ambas medidas dependen del punto de corte utilizado para la predicción: por defecto, suele utilizarse 0,5 como umbral; pero de hecho puede elegirse cualquier otro punto.⁷⁴ Si se definen p_{11} y p_{22} como las

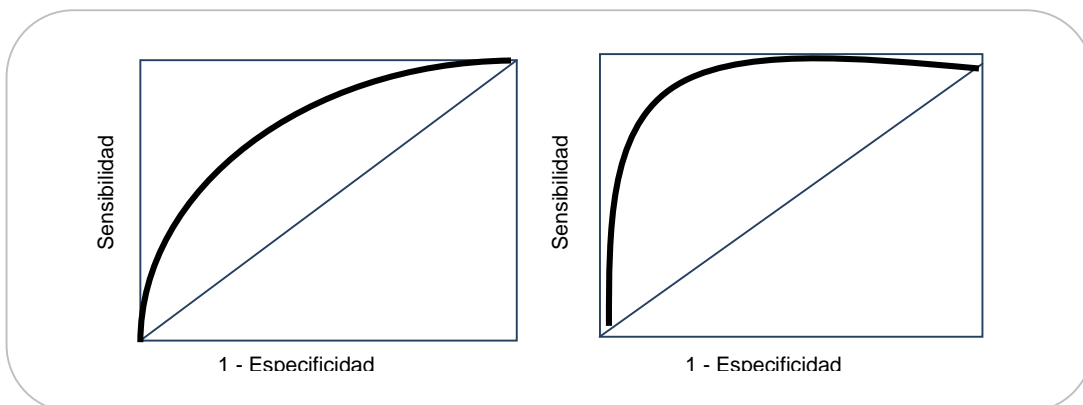
⁷⁴ Elegir 0,5 como punto de corte implica que si la probabilidad de asistencia predicha por el modelo para un individuo particular iguala o supera este umbral, el individuo será clasificado como asistente. Otra medida que suele utilizarse es la prevalencia del evento en la población –en este caso, la tasa de asistencia en la población objetivo–, porque aumenta la sensibilidad del modelo, especialmente cuando la prevalencia del evento en la población es muy baja, que no es el caso aquí. (Wooldridge, 2002).

predicciones correctas (valores 0 bien predichos en el primer caso y valores 1 bien predichos en el segundo caso); p_{12} y p_{21} como las predicciones erróneas (valores 1 mal predichos en el primer caso y valores 0 mal predichos en el segundo caso), se pueden definir los índices que se presentan en la siguiente figura.

- Curvas ROC

La curva ROC (*Receiver Operating Characteristics*) es una herramienta estadística que permite observar cómo cambios en el punto de corte utilizado para la clasificación de un individuo como “positivo” o “negativo” –en este caso, como “asiste” o “no asiste”– varían la sensibilidad y la especificidad del modelo. La curva ROC es un gráfico en el que se observan todos los pares sensibilidad/especificidad resultantes de la variación continua de los puntos de corte en todo el rango de resultados observados (Burgueño et al, 1995). En el eje de las abscisas se grafica el complemento de la especificidad (en una unidad), esto es, el cociente de falsos positivos respecto al total de negativos –o sea, no asistentes–. En el eje de las ordenadas, la sensibilidad, o cociente de verdaderos positivos respecto al total de positivos. Así, cada punto de la curva representa una combinación de sensibilidad y especificidad (1- especificidad, siendo precisos) correspondiente a un punto de corte. Si el modelo predice perfectamente el evento (asistencia, en este caso), la curva ROC será un punto en la esquina superior izquierda: para todos los puntos de corte, la sensibilidad es 100%, y 1 - especificidad es 0. En cambio, si el modelo no discrimina y muestra una distribución idéntica de resultados entre los casos positivos y negativos, la curva será una diagonal de 45° desde el origen.

Figura 16. Curvas ROC



Al evaluar la capacidad predictiva de un modelo a partir de su curva ROC, se considerará mejor cuanto más se acerque ésta al extremo superior izquierdo. En

cuanto a la comparación de dos modelos, el que presente la curva más próxima a este extremo tendrá mayor capacidad predictiva.

- Test de razón de verosimilitudes

Otra forma de evaluar la bondad de ajuste de un modelo es mediante test que prueban restricciones en los parámetros, como el test de Razón de Verosimilitud (LR). Se impone un modelo restringido con coeficientes nulos como hipótesis nula y se contrasta esta hipótesis con el estadístico LR de distribución Chi-cuadrado (χ^2).

$$H_0) \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots \beta_k = 0$$

$$H_1) \text{algún } \beta_i \neq 0 \text{ con } i = 1, 2, 3, \dots, k$$

LR = $-2(\ln L_0 - \ln L)$ se distribuye χ^2 con K-1 grados de libertad siendo K el total de variables explicativas consideradas, incluyendo la constante.

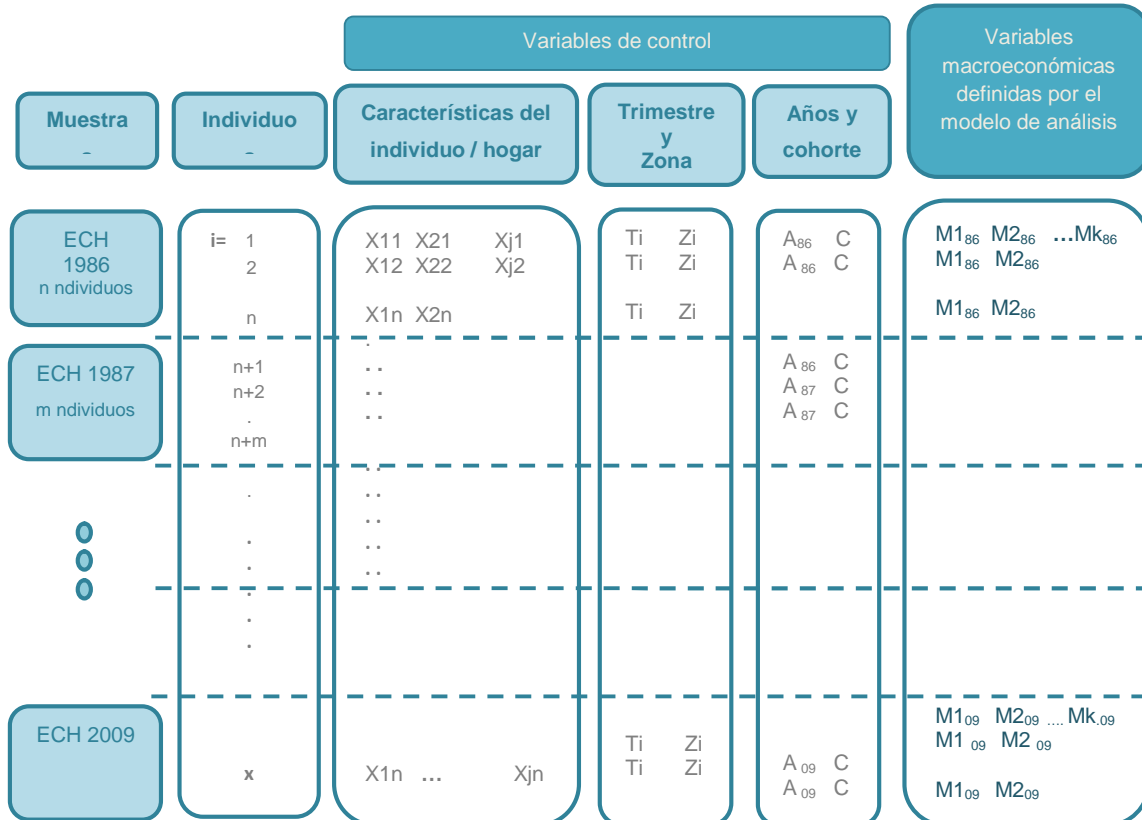
Si LR > $\chi^2_{\alpha, (n-k-1)}$ se rechaza H_0 y significa que al menos uno de los coeficientes es diferente de cero y la variable correspondiente es significativa en la probabilidad de que ocurra o no el suceso en estudio (Greene, 2000). En particular, se probará la significación conjunta de los coeficientes asociados a las variables macroeconómicas, para evaluar su aporte a la capacidad explicativa del modelo.

VII.3. *Pooled cross-section*

Un *pooled cross-section* se conforma tomando cada año –trimestre o mes– del período de análisis una nueva muestra aleatoria de la población relevante. Como las distribuciones de las variables tienden a variar con los años, el supuesto de distribución idéntica no es usualmente válido, pero sí su independencia, por lo que generalmente se clasifican como observaciones independientes y no idénticamente distribuidas (i.n.i.d.). Con este supuesto de independencia, los modelos de respuesta binaria pueden aplicarse también a los *pooled cross-section* (con correcciones por heteroscedasticidad, testeo de especificaciones, variables instrumentales, etc.) pero generalmente se incluyen variables *dummy* para recoger los efectos temporales. Como éstas son por definición exógenas, no es preciso utilizar variables instrumentales para la estimación de sus efectos (Wooldridge, 2002). Una de las virtudes más destacables de trabajar con un *pooled cross-section*, en función de los objetivos de este trabajo, es que permite realizar un análisis sobre la relación de ciertas variables en el tiempo, permitiendo también estudiar la información *cross-*

section –variables microeconómicas (personales y del hogar) asociadas a cada individuo– y la relación entre ambas dimensiones (estudio en el tiempo y estudio transversal para cada período). En el esquema siguiente se ilustra el procedimiento para el armado del *pooled cross-section* y la forma en que se adjudican los distintos tipos de variables a todos los individuos de las muestras en una misma base.

Figura 17. Pool de ECH y variables explicativas para el período 1986-



La probabilidad de asistir ($y=1$) es una función $[f(X, D, M)]$ que depende, según como se muestra en la Figura 17, de:

- X ($n \times j$): j variables asociadas a las características observables del hogar y el individuo.
- M ($n \times k$): k variables macroeconómicas. Para individuos encuestados en el mismo período se le asigna como regresor el mismo valor (asociado al contexto macroeconómico). En algunos casos se adjudica valor promedio de la zona.
- D ($n \times l$): l variables *dummy* de control:

- T_i (con $i=1,\dots,4$) señala en qué trimestre fue encuestado; Z_i (con $i=1,\dots,5$) indica la zona en la que reside
- A_i , (con $i=1,\dots,24$) indica en qué año fue encuestado; C_i (con $i=1,\dots, 5$) indica la cohorte a la que pertenece

VII.4. Definición de variables e indicadores

La asistencia (y), variable dependiente, puede expresarse en función de los cuatro conjuntos de variables independientes definidos según el modelo de análisis y la literatura empírica sobre los determinantes de estas decisiones:

A continuación, se señalan algunas características particulares de la variable dependiente (i) y de las variables independientes (ii) que se incorporan en los modelos *probit*. En el Cuadro 3 se presenta una breve descripción de estas variables sobre las variables que intervienen en los modelos *probit* a estimar.

i) Variable dependiente

En un modelo, la variable cuyo comportamiento se busca explicar a través de otras, presumiblemente explicativas e independientes, se denomina variable dependiente. En este trabajo la variable dependiente es la asistencia a nivel de educación secundaria, y el objeto es analizar el efecto que sobre ella tienen los cambios en las condiciones económicas agregadas.

¿Cuál es el vínculo entre asistencia y deserción? Usualmente deserción se entiende como la salida definitiva del sistema educativo formal antes de la completitud del ciclo de referencia. Esta situación podría identificarse en individuos cuyo comportamiento se sigue en el tiempo a través de datos de panel (en Uruguay hay muy pocos paneles y los que existen son de corta extensión) o mediante la incorporación de preguntas sobre perspectivas a futuro en las encuestas de hogares⁷⁵ (que tampoco es el caso de las ECH para este país). De todas formas, considerando que en términos empíricos “sólo se está seguro que el individuo no va a volver al sistema educativo cuando fallece” (Furtado, 2003), podría entenderse que los individuos toman la decisión de

⁷⁵ Sólo en un módulo especial de la ECH de 2001 se plantean este tipo de preguntas que refieren a la trayectoria educativa de los jóvenes encuestados. Furtado (2003) realiza una evaluación muy completa e interesante de los resultados de este módulo, algunos de los cuales fueron presentados en la sección IV.

cursar o no sus estudios período a período y aquí la disyuntiva base se transforma en asistir o no asistir –fenómeno que sí es observable–.⁷⁶

Así, generalmente la medida que se toma como aproximación a este fenómeno, cuando se estudia a través de datos *cross-section* sin paneles (el caso de las ECH utilizadas en este trabajo), es la no-asistencia al sistema educativo al momento de la encuesta. Dos breves comentarios al respecto de esta restricción en función de los objetivos de este trabajo: i) por un lado, desconocer si efectivamente el joven que no asiste al momento de la encuesta volverá o no al sistema educativo no resulta restrictivo, ya que por el contrario, permite suponer que ante un cambio de coyuntura económica esta decisión puede ser revisada; ii) por otro; sí se entiende como una restricción derivada del tipo de información disponible el hecho no conocer con exactitud cuándo se produjo el abandono de los estudios (en qué año cursó por última vez), ya que se cuenta sólo con procesos acumulados de deserción.⁷⁷

Habida cuenta de las debilidades de la aproximación al fenómeno de la deserción a través de la no-asistencia; se define la variable dependiente para los distintos modelos que se especifican al final de esta sección como una que expresa una decisión binaria: la asistencia ($y=1$) o no asistencia ($y=0$) al sistema de educación media para los jóvenes en condiciones de cursar este ciclo.

⁷⁶ Cabe reconocer, aunque una discusión a fondo sobre el concepto de deserción trasciende los objetivos de este trabajo, que hay estudios especializados en este tema que distinguen el fenómeno de la deserción del abandono o el ausentismo. Boado et al (2009), en este sentido, proponen la utilización del término “desafiliación” para identificar dentro de los que no asisten a un centro educativo en un período determinado a aquellos jóvenes que tomaron la decisión de “concluir con la acumulación de capital humano provisto a través del sistema educativo formal”, expresión que refleja más precisamente “el estado social en el que se encuentra un joven que haya tomado tal decisión”.

⁷⁷ CEPAL (2002) clasifica en tres grupos las mediciones que predominan en la literatura empírica sobre este fenómeno: 1) medidas que recogen los eventos anuales de deserción, es decir, la proporción de estudiantes que abandonan por año antes de completar los cursos; 2) tasas de deserción específicas en un tramo etario, refiriéndose en este caso al proceso acumulado de deserción de todos los individuos que componen un determinado grupo de edades, no importando cuándo realmente desertó (esta es, precisamente, la única información con la que se puede trabajar en base a las ECH en Uruguay) y 3) estudios de deserción por cohortes, que permite analizar el abandono en una generación específica de estudiantes, a lo largo de un período de tiempo –para lo que son necesarios datos de panel para monitorear la trayectoria de cada individuo en el tiempo–.

Cuadro 3. Definición y descripción de variables

Tipo de variable	VARIABLES	DESCRIPCIÓN
DEPENDIENTE		
	Asistencia	Asistencia a institución de enseñanza media privada o pública. En el modelo <i>probit</i> , esta variable se observa como una decisión dicotómica, y en este caso $y=1$ indica si el joven asiste, $y = 0$ si no lo hace
Tipo de variable	VARIABLES	DESCRIPCIÓN
INDEPENDIENTES		
Macroeconómicas		
	PIB	El Producto Interno Bruto mide el esfuerzo productivo de una economía en un período determinado. Es una variable que suele utilizarse para medir la evolución en el tiempo de los niveles de actividad económica
	Ingreso promedio de los hogares	El promedio de ingresos de los hogares a los que pertenecen los jóvenes de la muestra con la que se trabaja. Ingreso por todo concepto y con valor locativo.
	Costo de oportunidad de la inversión en educación	Refleja las “retribuciones perdidas” promedio para los jóvenes que no trabajan dentro de la muestra considerada. Cualquier medida que se obtenga es sólo una aproximación, no es observable.
	Calidad de la educación	Llevar esta dimensión a una variable medible, enfrenta muchos obstáculos por la información disponible y por la naturaleza misma de la variable. Una posible aproximación es a través de las medidas de gasto.
Microeconómicas del individuo/ hogar y otras de control		
	Ingreso del hogar (excluyendo salario del joven) / años de educación de los padres / hogar extendido / cantidad de niños	Variables asociadas a características del hogar usualmente identificadas como determinantes del desempeño educativo de los jóvenes
	Sexo / edad / años de educación / rezago /condición de actividad	Variables asociadas a características del individuo usualmente identificadas como determinantes de su desempeño educativo
	Trimestre / Zona	Variables que indican el trimestre en que es encuestado el joven y su zona de residencia.
	Año / Cohortes	Variables asociadas a cambios temporales: una indica el año en que fue encuestado el joven, y otra a qué generación (cohorte) pertenece.

ii) Variables independientes

Las variables independientes se agrupan en los cuatro grupos presentados en el Cuadro 1. A continuación se presentan los indicadores para cada variable y algunas aclaraciones sobre cómo se incorporan a los modelos *probit*.

- Variables macroeconómicas (PIB y mecanismos)

Las variables asociadas a las condiciones agregadas de la economías (variables macroeconómicas) que se incluyen como regresores para explicar la asistencia a nivel medio de enseñanza son el Producto Interno Bruto (PIB) y sus dos principales

mecanismos de transmisión (variables que recogen el efecto ingreso y efecto sustitución,⁷⁸ definidos en el modelo de análisis). Como el PIB actúa a través de estos efectos, se supone teóricamente una relación de causalidad, por lo que su especificación no se realiza de forma conjunta dado que presentaría problemas para la interpretación. Estas variables se asignan a cada individuo según el período en que fue encuestado, y en el caso de los mecanismos de transmisión se incorporan los valores promedio de cada zona, lo que permite explotar la heterogeneidad de la muestra –una de las virtudes de trabajar con un *pooled cross-section*.

Dado que el propósito del presente trabajo es estudiar el efecto que tienen las condiciones macroeconómicas agregadas y su variación sobre la asistencia, se opta por incorporar al modelo distintas medidas relacionadas con la evolución del Producto Interno Bruto. Aunque la incorporación de esta variable no es frecuente en la literatura empírica como sí lo es la utilización de medidas que reflejan los efectos sustitución e ingreso, algunos de los antecedentes reseñados en la sección IV realizan ejercicios similares.⁷⁹ Para evaluar el efecto de las variaciones reales del producto sin la distorsión generada por los precios, se utiliza una serie (empalmada) trimestral en logaritmos del PIB en volumen físico con base en 2005, y para evitar la estacionalidad trimestral de esta serie se incorpora como regresor a cada individuo entrevistado el promedio de los doce meses cerrados al trimestre en el que fue encuestado su hogar. El motivo para no utilizar directamente el valor del PIB anual es que los individuos de la muestra de cada año son encuestados en distintos meses, y por tanto, adjudicarles a todos los jóvenes el valor del PIB anual del año en que fueron encuestados implicaría suponer que actúan en función de una realidad que aún no se ha constatado.⁸⁰ Por otra parte, además de incluirse la serie en logaritmos del PIB en volumen físico, se incorporan hasta cuatro rezagos de la variable en niveles.

El PIB tiene distintos componentes: tendencia, ciclo, componente irregular. Como aquí se busca identificar los efectos de las fluctuaciones económicas, el ciclo resulta a priori una variable interesante a incorporar como regresor en las estimaciones. ¿A qué hace

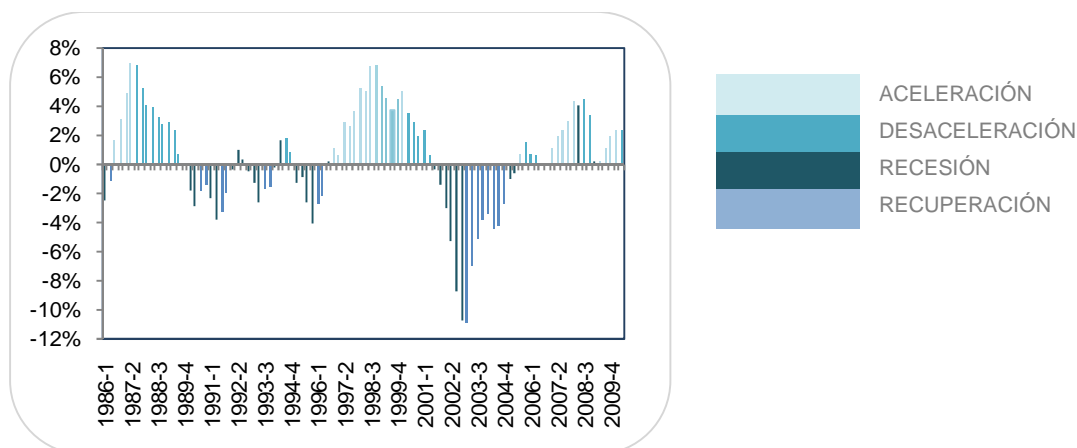
⁷⁸ Como fue señalado en la presentación del modelo de análisis (sección III), estos efectos además pueden verse acompañados de un “efecto calidad” (cuando las fluctuaciones de la actividad económica también afectan el gasto en educación y con ello las condiciones de oferta o la calidad educativa) y mediante el impacto que podrían suscitar estos cambios en las condiciones agregadas sobre los retornos esperados (y por tanto en los beneficios percibidos de la educación).

⁷⁹ Behrman et al (1999) encuentran que la estabilidad macroeconómica es el determinante más significativo de los resultados educativos para países de América Latina y el Caribe, a partir de una estimación que relaciona la volatilidad del PIB con los promedios de educación de distintas cohortes agrupadas por generación y sexo. En un estudio concreto para México, Binder (1999) relaciona el PIB per cápita en México con tasas de retención estudiantil, y encuentra que éstas son contracíclicas (resultado similar al que se obtiene en Redmount, 2001, para Estados Unidos).

⁸⁰ Por ejemplo, los individuos encuestados en el primer trimestre tendrían asignado un valor con información del segundo, tercer y cuarto trimestre de ese año, cuando en realidad se supone que toman decisiones en base a información conocida.

referencia el componente cíclico de una serie? “Ciclo económico” puede definirse como una “pauta recurrente de fases de crecimiento acelerado, seguidas por otras de crecimiento desacelerado e, incluso, negativo” (Lanzilotta, 2006).

Gráfico 7. Clasificación de las fases del ciclo para Uruguay (1986-2009)



Para obtener esta medida se descompone la serie del PIB con base 2005⁸¹ para el período 1986-2009⁸² y en base a esta nueva serie se definen las fases de ciclo⁸³ como puede observarse en el Gráfico 7. Se clasifican así las fases del ciclo para el período 1986-2009 y se construyen variables *dummy* que indican en qué fase fue encuestado cada individuo: aceleración, desaceleración, recesión o recuperación.⁸⁴

Una medida del costo de oportunidad (*efecto sustitución*)

El efecto sustitución –uno de los mecanismos por el que las condiciones macroeconómicas agregadas influyen sobre las decisiones de inversión en capital humano según el modelo de análisis de este trabajo– actúa a través del salario potencial de los jóvenes. F&S (2009) señalan que los salarios de los trabajadores no calificados podría ser una medida de este salario potencial.

⁸¹ En la introducción de la variable al pool de ECH se cambia la base a 2006, para igualar los años base en todas las series de tiempo incorporadas.

⁸² La serie armonizada del PIB es un empalme de la serie 1983 divulgada por el BCU que tiene como nueva base el año 2005. El ciclo fue estimado en STAMP con el procedimiento metodológico univariado basado en modelos estructurales de componentes inobservables desarrollados por Harvey et al (1992). Esta información fue proporcionada por CINVE.

⁸³ Esta clasificación se realiza en base a varios componentes: i) los puntos de giro (máximos y mínimos locales que marcan el compás de las fluctuaciones); ii) la duración y amplitud del ciclo (número de períodos entre dos máximos consecutivos y la diferencia en valor absoluto entre el valor de la señal registrado en un mínimo y el observado en el máximo precedente, respectivamente); y iii) las fases cíclicas, definidas a partir de los dos elementos anteriores –el fechado de los puntos de giro y sus valores–.

⁸⁴ Alternativamente se agrupan recesión y recuperación en una nueva *dummy* que representa la fase de contracción (en el Anexo I también se presenta la clasificación de cada trimestre dentro del período de estudio en una de las cuatro fases)

La medida del costo de oportunidad más precisa sería entonces aquella que refleje lo más fielmente posible los salarios que se pierden de percibir los jóvenes cuando deciden dedicar su tiempo a otra actividad, como ser la asistencia a un centro educativo. Este salario potencial, además de variar con el tiempo por factores de mercado, varía entre los individuos de la muestra para un mismo período dependiendo de la edad, sexo, años de educación alcanzados, y según la zona del país que se considere. Buscando obtener una medida que refleje este salario al que potencialmente podrían acceder estos jóvenes, según las consideraciones recién expuestas, se calcula el salario promedio de los individuos que conforman la muestra, por trimestre y para cada una de las zonas del país⁸⁵. El salario, sin embargo, puede ser una medida imperfecta del costo de oportunidad si no se tienen en cuenta las “chances” reales de que el joven consiga un empleo con ese salario (Cahuc y Zylberger, 2004). Para obtener una medida más precisa de este tipo de costo, se ajustan los niveles de salario por dos medidas alternativas que podrían aproximarse a la probabilidad de encontrar empleo: por un lado, la tasa de empleo (que refleja cuántos jóvenes tienen empleo dentro del total de la población en edad de trabajar, es decir, dentro del total de la muestra con la que se trabaja) y por otro el complemento de la tasa de desempleo (1-TD) (que refleja la cantidad de jóvenes con empleo dentro de la población activa de este grupo, es decir, dentro de los que efectivamente trabajan o buscan empleo). La serie que se construye de esta forma se introduce en logaritmos, a precios constantes de 2006.

En este punto cabe realizar algunas aclaraciones. Incluir esta medida del salario potencial como regresor en un modelo que explica la asistencia implica suponer que las decisiones de asistencia no inciden al mismo tiempo en esta variable. Como fue señalado, sólo se obtendrán estimaciones consistentes de los estimadores si las variables incluidas como explicativas no son simultáneamente determinadas por la variable dependiente. Así, aunque es razonable esperar que las decisiones de asistencia de los jóvenes de la muestra no influyan en los niveles de PIB contemporáneos –aunque en el mediano y largo plazo los niveles acumulados de capital humano determinen parte del crecimiento de largo plazo–; también podría esperarse que estas decisiones tomadas en una zona del país puedan determinar directa o indirectamente las variables de mercado de trabajo de esa zona, especialmente si son calculadas en base a la misma muestra. Algunos trabajos

⁸⁵ La clasificación de las zonas se realiza de acuerdo a Bucheli y Casacuberta (2009), trabajo que se basa en una agrupación regional realizada por el INE según características socioeconómicas de las regiones.

reseñados en la sección IV –como Bucheli y Casacuberta (2009) y López Bóo (2010)– utilizan como alternativa a estas medidas la tasa de empleo o desempleo de la población adulta (mayores de 25), valores que se supone están relacionados con las variables de los jóvenes pero no influenciados por las tasas de asistencia. Sin embargo, tanto el salario promedio como las tasas de empleo y desempleo son variables de mercado que están influidas tanto por las decisiones de oferta laboral (aquí el componente endógeno) como por factores de demanda (asociado a niveles de actividad, inversión, etc.). Por tanto la sospecha de endogeneidad es justificable, pero no obvia. Por ello, se realizan las pruebas de endogeneidad presentadas anteriormente, usando como instrumentos las variables de mercado de trabajo de los adultos, como se sugiere en los trabajos relevados. Los resultados se presentan junto con las demás estimaciones de los modelos, en la siguiente sección.

Una medida del nivel de ingreso de los hogares (*efecto ingreso*)

El promedio de ingreso de los hogares se incorpora como otra variable que refleja cambios en las condiciones económicas agregadas, buscando en este caso evaluar el “efecto ingreso” determinado en el modelo de análisis. El indicador que se utiliza en este caso se obtiene promediando los ingresos de todos los hogares pertenecientes a la muestra con la que se trabaja, en términos per cápita. Se elige el ingreso por todo concepto (salarios, transferencias, y otros) del hogar, y también se incluye valor locativo. Este promedio se calcula excluyendo los salarios de los jóvenes para que reflejen lo más precisamente posible el nivel socioeconómico de los hogares (Guarcello et al, 2002, López Boó, 2010 y Bucheli y Casacuberta, 2009), ya que su inclusión podría sesgar al alza los ingresos en hogares de menores recursos en los que el trabajo de los jóvenes es imprescindible para asegurar el nivel de consumo. La variable se incorpora con base 2006, en logaritmos, para cada individuo por zona dentro del pool de las 24 ECH.

Gasto en educación (*efecto calidad*)

La calidad de la educación es una dimensión que F&S (2009) incorporan en su modelo para complementar el estudio de los efectos ingreso y sustitución. Sin embargo es un efecto que no siempre se constata –depende, entre otras cosas, de la lógica con que funcione el gasto en educación– o al menos su comportamiento respecto al ciclo puede ser en teoría más difuso. Para evaluar si en Uruguay hubo algún “efecto calidad” en los últimos 24 años, se incorpora al análisis la variable gasto en educación,

como proxy –reconocidamente tosca– de la calidad en la educación.⁸⁶ Como la serie es de frecuencia anual, para este caso las observaciones son 24 (una por año, correspondientes al período 1986-2009), a diferencia de las otras variables macroeconómicas (PIB, ingresos y costo de oportunidad) que por ser de frecuencia trimestral involucran 96 (24x4) valores distintos cada una a lo largo del período.

Cuadro 4. Variables macroeconómicas e indicadores

Variable	Indicador
PIB	Ciclo (como % de la tendencia) trimestral / anual Tendencia de largo plazo trimestral / anual Ln PIB trimestral (promedio 12 meses cerrados a cada trimestre) Ln PIB anual Variables <i>dummy</i> de fases del ciclo trimestral: Alternativa I 1: aceleración, 2: desaceleración, 3: recesión, 4: recuperación. Alternativa II 1: aceleración, 2-3: contracción, 4: recuperación
Fuente: BCU – CINVE	Frecuencia: trimestral (promedio 12 meses móviles)
Mecanismos de transmisión:	
Ingreso de los hogares (efecto ingreso)	Promedio de ingreso per cápita de los hogares que tienen presencia de algún joven del perfil definido para la muestra (14-22 años, con primaria completa, secundaria incompleta, no jefe de hogar), excluyendo salario del joven. A precios constantes de 2006, en logaritmo, por zonas. (<i>proming2_triz</i>)
Fuente: ECH	Frecuencia: trimestral (promedio 12 meses)
Costo de oportunidad de la inversión en educación (efecto sustitución)	Salario potencial del joven ajustado por la probabilidad de conseguir empleo: (1)- Promedio salario jóvenes en log * TE (tasa de empleo de los jóvenes de la muestra) (<i>salte3_triz</i>) (2) – Promedio salario jóvenes en log * (1-TD) (proporción de ocupados entre los activos de los jóvenes de la muestra, calculado como uno menos la tasa de desempleo) (<i>salttd3_triz</i>)
Fuente: ECH	Frecuencia: trimestral (promedio 12 meses móviles)
Gasto en educación (efecto calidad)	Gasto público en educación secundaria y UTU por alumno (en log) (<i>Ingastedupc</i>)
Fuente: ANEP	Frecuencia: anual

- Variables asociadas al individuo y al hogar

En teoría son múltiples los determinantes microeconómicos de los resultados educativos de los jóvenes, y en particular de las decisiones de asistencia al sistema formal de enseñanza. Sin embargo, la elección de las variables asociadas a características observables de los individuos y sus hogares que se incorporan en los modelos a estimar está acotada por la información que contemplan las Encuestas

⁸⁶ La serie del gasto anual realizado por el Consejo de Educación Secundaria (C.E.S.) y el Consejo de Educación Técnico Profesional (C.E.T.P.) –divulgada por la Administración Nacional de Educación Pública (A.N.E.P.)– se incorpora ajustándola por la matrícula en ambos tipos de centros (secundaria y UTU) para cada año, obteniendo así una medida del gasto en educación por alumno.

Continuas de Hogares (ECH) a través de sus cuestionarios.⁸⁷ A su vez, dentro del conjunto restringido por la disponibilidad de la información para todo el período (1986-2009) se seleccionan algunas variables en base a la literatura existente sobre estos tipos de determinantes.⁸⁸

Las variables asociadas a características individuales, que, siguiendo estos criterios, se incluyen en los modelos como regresores son: la edad, el sexo, los años de educación y la condición de rezago educativo.⁸⁹ Respecto a las variables asociadas al hogar, se incluyen: la cantidad de niños en el hogar, los años de educación de los adultos, la presencia de individuos no pertenecientes al núcleo familiar directo en el hogar, la presencia de la madre y del padre, y el ingreso per cápita del hogar.

El ingreso del hogar es un determinante ampliamente incorporado en los trabajos empíricos de este tipo, y en la literatura sobre las economías subdesarrolladas se ha encontrado una relación sistemática entre resultados educativos y el ingreso de la familia. El indicador de esta variable es el ingreso de todas las fuentes, con valor locativo, en términos per cápita, a precios constantes de 2006, finalmente expresado en logaritmos.⁹⁰

Cuadro 5. Variables de control asociadas a características del individuo

Variable	Indicador
Edad	VARIABLES <i>dummy</i> para cada edad (<i>edad_i</i> ; con $i=12, 13, \dots, 22$) (base 14 o 12)
Sexo	<i>Dummy</i> (1=hombre, 0=mujer) (<i>pe2</i>) (Base <i>pe2</i> =0)
Años de educación	VARIABLES <i>dummy</i> para años de educación alcanzados ⁹¹ (<i>edu_i</i> , con $i=6, 7, \dots, 11$) (Base <i>edu</i> =6)
Rezago educativo	<i>Dummy</i> rezagado (1= está rezagado, 0 =no está rezagado) Se considera rezagado al individuo i si $edad_i - edu_i - 5 > 0$
UTU	<i>Dummy</i> que indica si asiste o asistió en el pasado al Consejo de Educación Técnico Profesional (UTU)

⁸⁷ En la tercera sección de este capítulo se entra en mayor detalle sobre esta fuente de información y el ejercicio de compatibilización que fue necesario llevar a cabo para poder trabajar sobre la base de 24 ECH cuyos formularios y cobertura han ido cambiando a lo largo del período de estudio.

⁸⁸ En particular se utilizan algunas variables propuestas por Bucheli y Casacuberta (2003 y 2009) para el caso de Uruguay, MIDEPLAN (2005) para el estudio de Chile, López Bóo (2010) para Argentina, y Guarcello, Mealli, Rosati (2002) para el caso de Guatemala.

⁸⁹ Resultaría interesante identificar si el joven es padre o madre pero esta información no está disponible para todo el período. Bucheli y Casacuberta (2009) encuentran como resultado del modelo probit bivariado que plantean para 2008 que las mujeres adolescentes con hijos tienen menor probabilidad de asistir al sistema educativo que cualquier hombre de igual edad, haya o no tenido hijos. Por otra parte, la condición de hogar extendido (que se determina por la existencia de algún integrante del hogar que no es el jefe, el cónyuge, ni sus hijos, podría reflejar la presencia de hijos de los jóvenes (que serían nietos del jefe de hogar o cónyuge) –aunque hay muchas otras posibilidades (abuelos, tíos, primos, parejas, etc.)–. El fenómeno del divorcio por ejemplo en los estratos de bajos ingresos puede no incentivar como en el resto de los hogares a la formación de un hogar monoparental sino un retorno a la casa de origen contribuyendo así a la expansión de los hogares extendidos concentrados en estos estratos (Vigorito et al, 2007).

⁹⁰ De acuerdo a los mismos argumentos para construir el indicador del efecto ingreso, en este caso tampoco se considera el ingreso derivado del joven.

⁹¹ En el anexo se presenta la compatibilización de la variable años de educación realizada por el IECON.

Cuadro 6. Variables de control asociadas a características del hogar

VARIABLES DEL HOGAR	INDICADOR
Cantidad de niños	Cantidad de niños menores o iguales a 12 años de edad en el hogar (<i>numninos</i>)
Años de educación de adultos	Promedio años de educación de adultos (mayores de 25) que viven en el hogar (<i>promeduadu</i>) <i>Dummy</i> (1= presencia de adulto –mayor de 25 años – en el hogar con más de 9 años de educación culminados) (<i>adued9</i>)
Hogar extendido	<i>Dummy</i> (1= hogar tiene al menos un integrante que no es jefe de hogar, cónyuge o hijo del jefe de hogar, 0 = caso contrario) (<i>hogext</i>)
Presencia de la madre	<i>Dummy</i> (1= presencia de jefe o cónyuge mujer) (<i>madre</i>)
Presencia del padre	<i>Dummy</i> (1= presencia de jefe o cónyuge hombre) (<i>padre</i>)
Ingreso per cápita del hogar	Ingreso del hogar (sin salario del joven) a precios constantes de 2006 en logaritmo, per cápita. (<i>ingsinjob</i>)

El impacto positivo de los niveles de ingreso en la asistencia de los jóvenes (o en los resultados educativos, a nivel general) que se constata en gran parte de la literatura en la región, puede ser interpretado como evidencia de las significativas restricciones al acceso al crédito en estas economías (López Bóo, 2010). Los años de educación de los padres⁹² también son un factor ampliamente señalado como un factor de alta incidencia en los resultados educativos de sus hijos.⁹³ Ambos, ingresos y años de educación, son variables relacionadas con el nivel socio-económico de las familias, dimensión que ha sido la protagonista en los enfoques institucionales sobre los determinantes de los resultados educativos (Rumberger, 2004).

Por otra parte, no se incluye una variable asociada a la condición de actividad del individuo (si está empleado, desempleado, o inactivo) dado que esta presentaría un problema claro de endogeneidad: las decisiones de asistencia y participación en el mercado laboral podrían realizarse de manera conjunta en algunos jóvenes, más allá de que las posibles combinaciones sean múltiples. López Bóo (2010) estima un modelo *logit* multinomial que las contempla, pero el objetivo de este trabajo es el estudio de la influencia de las fluctuaciones en las condiciones agregadas sobre las decisiones de asistencia, más allá de cómo estas se combinen con el empleo. Los factores del mercado laboral que inevitablemente influyen en esta relación son incorporados en el modelo a través del costo de oportunidad.

⁹² Se utiliza como medida la educación del jefe de hogar y su cónyuge, ya que no se cuenta con la información directa de los padres de cada joven. Del mismo modo, cuando se habla de presencia del padre o la madre, se está haciendo referencia a la presencia de jefe/cónyuge hombre o mujer.

⁹³ Bucheli y Casacuberta (2009) incorporan además una aproximación al nivel de ingreso permanente a través de un índice de privación elaborado en base a la presencia de distintos activos físicos en el hogar. Sin embargo, la inclusión de una medida de este tipo para el período 1986-2009 implicaría un importante ejercicio de compatibilización de variables asociados a los activos de cada hogar, ejercicio que trasciende el alcance de este trabajo, en el que las variables microeconómicas son solo incorporadas con el fin de controlar las otras estimaciones.

- Variables de trimestre y zona

Las restantes variables de control se incorporan con distintos objetivos y en función de ellos es que se agrupan en dos conjuntos. La variable que indica la zona o región en donde reside el hogar resulta en particular muy importante en estudios para países de extenso territorio (como el caso de Estados Unidos y Canadá estudiado por Card y Lemieux, 2001), pero también en casos como Uruguay, en los que la extensión del territorio no es mayor pero sí se constatan diferencias importantes por regiones. En particular, muchos servicios están centralizados en la capital del país, y la oferta educativa no es una excepción. La clasificación de las cinco zonas –como se indica en el Cuadro 7– se toma de Bucheli y Casacuberta (2009), que se basan en una regionalización realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), agrupando a los departamentos en función de características demográficas y de mercado de trabajo. Además, esta clasificación no sólo se realiza para controlar los efectos de las estimaciones por regiones, sino que en las especificaciones de mecanismos se introducen las variables macroeconómicas en términos promedio en cada una de ellas.

También se incorpora, como variable de control en forma de *dummy*, el trimestre en que fue encuestado el hogar al que pertenece el individuo. El objetivo es absorber en este indicador la estacionalidad que se observa en el comportamiento de los jóvenes a lo largo del año. En función de cómo está organizado el año lectivo, en el tercer, cuarto y primer trimestre del año se observa menos asistencia que en el segundo trimestre del año, simplemente porque este último coincide con el comienzo de cursos.

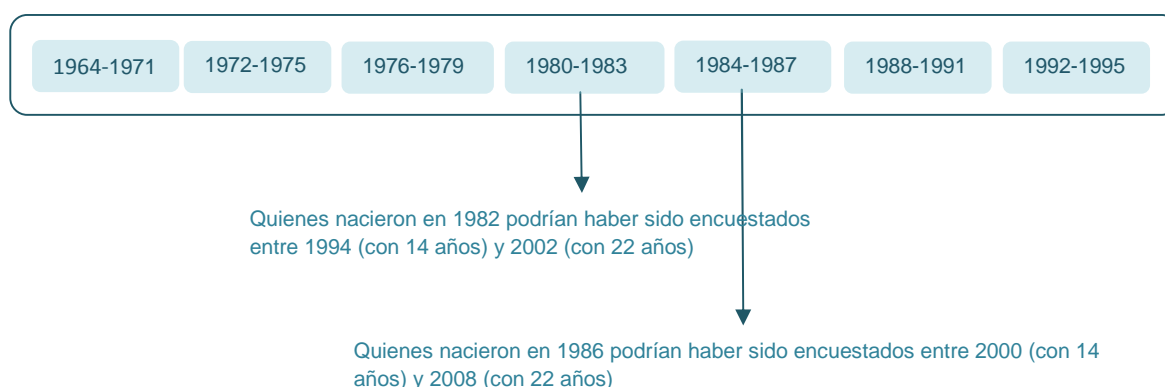
- Variables ficticias de año y de cohorte

La inclusión de los años en los que fueron encuestados los individuos como regresores, también en este caso en forma de variables *dummy*, se realiza para recoger efectos comunes a todos los individuos que podrían estar asociados con el paso del tiempo y que no estén representados por las variables macroeconómicas. En particular, los efectos parciales asociados a estas variables –incorporadas en forma de *dummy* para cada año del período de muestra- pueden ser interpretados como efectos de años condicionados a cambios a través del tiempo en los otros regresores incorporados (Schady, 2004).

Por último, a cada individuo se le clasifica en una cohorte (definidas para cuatro años) según su edad al momento de la encuesta, a partir de la cual se calcula su año de nacimiento. Mediante esta identificación del joven con una generación pueden interpretarse, al igual que en el caso de las variables asociadas a los años, efectos

asociados al cambio en el tiempo comunes a la generación que pueden no estar explicados por cambios de coyuntura económica, o al menos no por las variables que se eligen en función del modelo de análisis. Para la construcción de estas cohortes se busca que la población total de la muestra quede distribuida de manera uniforme, intentando que cada generación contenga población de todo el rango de edad (14-22) al momento de las encuestas. En el Anexo I se presenta la distribución de la población según año encuestado en la muestra y edad. Las cohortes definidas son:

Figura 18. Definición e interpretación de las pseudo-cohortes para el período 1986-2009



Cuadro 7. Otras variables de control

Otras variables de control	Indicador
Zonas	Variabes <i>dummy</i> para zonas (<i>zona1</i> : Montevideo; <i>zona2</i> : Artigas, Salto y Rivera; <i>zona3</i> : Cerro Largo, Durazno, Paysandú, Río Negro, Tacuarembó y Treinta y tres; <i>zona4</i> : Soriano, Flores, Florida, Lavalleja y Rocha; <i>zona5</i> = Colonia, San José, Canelones y Maldonado) Base Zona5
Trimestres	Variabes <i>dummy</i> para cada trimestre en que se encuestó al individuo. <i>Trim1</i> , <i>trim2</i> , <i>trim3</i> , <i>trim4</i> Base trim=2.
Años	Se definen variables <i>dummy</i> para cada año en el período 1986-2009. Base 1986 (<i>ani87</i> , <i>ani88</i> , ..., <i>ani09</i>)
Cohortes	Generaciones nacidas en los siguientes rangos: (64-72) / (73-77) (78-82) (83-87) (88-92) (93-97). <i>Coh64-72</i> , <i>Coh73-77</i> , ..., <i>Coh93-97</i> Base (64-72)

VII.5. Fuente, compatibilización y delimitación de la muestra

La principal fuente de donde se sustrae la información para realizar las especificaciones y las estimaciones de los modelos son las Encuestas Continuas de Hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística. Esta base de información se complementa, como fue señalado en la presentación de las variables, sólo con dos series de datos provenientes de fuentes externas: el PIB (serie elaborada por el Banco

Central del Uruguay cuya descomposición fue proporcionada por CINVE⁹⁴) y el gasto en educación por alumno (cifras de ANEP⁹⁵).

Para poder realizar un análisis de *pooled cross-section* la primera etapa consiste en armar el “pool” de encuestas, lo que requiere un ejercicio de compatibilización de la información disponible.⁹⁶ En el Anexo I se presentan algunas definiciones sobre la compatibilización de las variables relacionadas con los años de escolaridad y niveles de educación. Respecto a la cobertura de las encuestas, los cambios que se registran en el período de estudio no permiten trabajar con toda la población del país, por lo que el presente análisis se restringe a las localidades de 5.000 o más habitantes (lo que se denomina “país urbano”).⁹⁷ El límite inferior del período de estudio (1986) se determina también en consideración de restricciones que se presentan a la hora de compatibilizar la información disponible.⁹⁸ Para el año 1985 la ECH se realizó sólo en Montevideo, lo que dificulta su inclusión en un estudio que pretenda estudiar el fenómeno a nivel nacional.

Como fue señalado en la Sección III, el universo de la muestra queda definido por los jóvenes que tienen primaria completa y secundaria incompleta por ser quienes están efectivamente en condiciones de evaluar año a año su asistencia al sistema de enseñanza media formal (público y privado)-. Se restringe además al conjunto de jóvenes tienen entre 14 y 22 años de edad, que no son jefes de hogar ni cónyuges para circunscribir el análisis a aquellos cuyas decisiones de asistencia y participación en el mercado de trabajo se toman en conjunto por el hogar, desde un modelo unitario como el presentado por F&S (2009).

El límite inferior del rango etario queda establecido por la edad a partir de la cual los jóvenes están en condiciones de cursar secundaria y, además, son considerados

⁹⁴ CINVE es el Centro de Investigaciones Económicas

⁹⁵ Administración Nacional de Educación Pública, ente autónomo del Estado.

⁹⁶ El trabajo de compatibilizar las 24 ECH con las que se trabajó fue en gran parte facilitado por un esfuerzo previo realizado por el IECON (Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración). Considerando los cambios en el diseño del formulario de la encuesta (1981-1990; 1991-2000; 2001-2005 y 2006), el IECON compatibilizó parcialmente las bases de personas, concentrado en cinco módulos: características generales de las personas, atención a la salud, educación, mercado de trabajo e ingresos.

⁹⁷ A su vez, como las ECH hasta el año 1997 fueron elaboradas con muestras autoponderadas, y no así desde ese año en adelante, se procede a ajustar los pesos de cada individuo para cada ECH del período de estudio (1986-2009). Para realizar esta compatibilización de los bloques 1986-1997 y 1998-2009 se expanden las muestras autoponderadas del primero según el tamaño muestral y las proyecciones poblacionales del INE para el total del país urbano, y para el segundo bloque, se construyen nuevos pesos en base a los que divulga el INE según sus definiciones de muestreo ajustados por las proyecciones oficiales. En el Anexo I se presentan cuadros detallando la reponderación.

⁹⁸ Resultaba particularmente interesante para este trabajo poder incluir los primeros años de la década de los ochenta para poder contar en el período de estudio con más de un shock recesivo de importante dimensión (la única crisis que se constata entre 1986 y 2009 es la de 2002/2003). Sin embargo, esta restricción queda acotada a la cobertura del análisis: de considerar sólo la evolución de estas variables para la capital del país podría extenderse el período para evaluar los efectos de este shock anterior.

dentro de la población en edad de trabajar (14 o más años de edad).⁹⁹ La definición del límite superior se enfrenta inevitablemente a un *trade-off*: la definición de un límite muy bajo (como 18 años, la edad en que los jóvenes que no abandonan ni se rezagan un año estarían culminando su pasaje por la enseñanza media) se estarían excluyendo muchos jóvenes que continúan tomando decisiones de asistencia año a año aunque se encuentren rezagados; por otra parte, extender mucho el rango implica trabajar con jóvenes que se encuentran desafiliados del sistema educativo desde hace mucho tiempo por lo que podría suponerse las decisiones sobre su incorporación dejan de hacerse de forma periódica¹⁰⁰. Contemplando esta disyuntiva, finalmente se define en 22 el límite superior del rango de edad de la muestra con la que se trabaja, entendiéndose que es preferible abarcar la mayor cantidad de jóvenes que tomen la decisión periódica de asistir o no a nivel medio de enseñanza, mientras que las grandes diferencias de comportamiento que probablemente se encuentren entre las puntas puede ser estudiada en un análisis por subgrupos etarios, como más adelante se presenta.

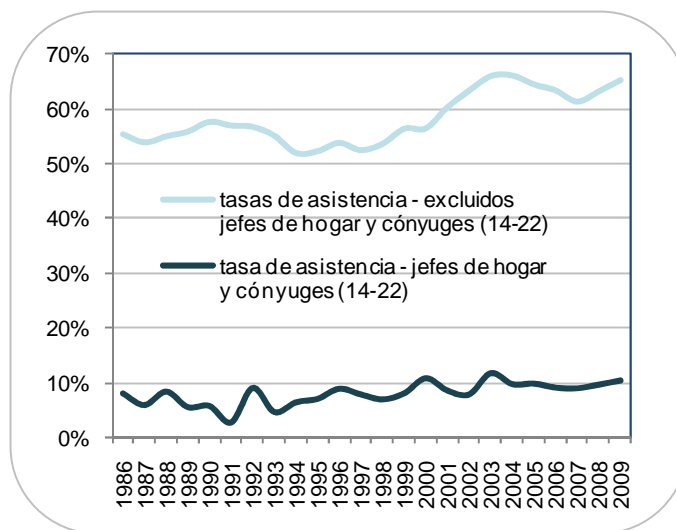
En segundo lugar, la decisión de excluir del análisis a los jóvenes menores de 22 años que son jefes de hogar o cónyuges se justifica con una lógica similar: quienes ya conformaron un hogar propio, se inscriben en una realidad muy distinta a los jóvenes que viven con sus padres u otros familiares adultos. Para ellos, las decisiones referidas a su participación en el mercado de trabajo probablemente sean menos coyunturales, por lo que su comportamiento no podrá ser explicado en iguales condiciones por el modelo de análisis que aquí se plantea. Además, al excluir a estos jóvenes la extensión del límite superior del rango de edad queda aún más justificada: los jóvenes de 18 a 22 años que integran el universo a estudiar son aquellos que no culminaron secundaria y viven con sus padres u otros familiares, quienes se supone

⁹⁹ La edad mínima legal requerida para trabajar en Uruguay es 14 años y las ECH no indagan sobre el cumplimiento de esta disposición (no incluyen preguntas sobre actividad laboral a los menores de 14 años). Por ello, no es posible —con esta fuente de información— estudiar el trabajo infantil y así incorporar a los jóvenes de 12 y 13 años. De todas formas, se está eliminando de la muestra a un conjunto de jóvenes menores que tienen las mayores tasas de asistencia y que no tienen amplia participación en el mercado de trabajo —o al menos la importancia del trabajo infantil en Uruguay no reviste tanta importancia como en otros países de la región (Bucheli et al, 2000)—.

¹⁰⁰ Como fue señalado en el marco teórico, conforme aumenta la edad el costo de oportunidad de la inversión en educación aumenta, los beneficios marginales disminuyen (porque el tiempo para sacar frutos de la misma se reduce a la par) al tiempo que también otros factores (como la disminución del respaldo social o las decisiones de emancipación y constitución de un hogar y familia propios) desincentivan este tipo de inversión. Para gran parte de estos jóvenes, el modelo de análisis basado fundamentalmente en los efectos ingreso y sustitución puede no ser suficiente para explicar su comportamiento. La evidencia para los últimos 24 años indica que, si bien ha aumentado la participación “extraedad” en el sistema educativo, la proporción de los jóvenes que asisten a nivel de enseñanza media para edades superiores a 26 años es menor al 5% e incluso considerando la población menor de 22 años se cuenta para todos los años del período 1986-2009, al menos el 95% de la población que asiste a secundaria.

participan en las decisiones de demanda de educación como en el caso de los más jóvenes (14-17).

Gráfico 8. Tasa de asistencia según jefatura de hogar



Fuente: elaboración propia en base a ECH

VII.6. Especificación de ecuaciones a estimar

Por último, una vez presentados el método de estimación, las variables e indicadores y la fuente de datos que se utiliza, se especifican aquí el conjunto de ecuaciones a estimar, a partir de las cuales se interpretan los resultados.

Como fue señalado en la adaptación del modelo de análisis de F&S (2009), este trabajo supone que el PIB impacta en la asistencia a través, principalmente, de tres mecanismos (efecto ingreso, efecto sustitución y efecto calidad, cada uno de los cuales ya fue descrito y asociado con un indicador). Se especifican entonces, dos conjuntos de ecuaciones: por un lado, aquellas que incluyen el indicador de la variable relacionada con las condiciones agregadas, y en otro conjunto, las que incorporan como regresores los indicadores de los mecanismos.

Para organizar las distintas pruebas y estimaciones, se presentan las principales especificaciones de los modelos a evaluar. Para simplificar la exposición, en los resultados se elige un “modelo base” para cada conjunto, lo que permite luego pasar a un análisis a través de distintos subgrupos poblacionales y subperíodos, manteniendo iguales especificaciones para que sean comparables.

Cuadro 8. Especificaciones para ecuaciones que tienen al PIB como regresor

	Variables de control (micro)	Otras variables de control	Variables macro
Especificación 1.1	Xij	D	PIB trimestral (prom 12 meses) + fases
Especificación 1.2	Xij	D	PIB trimestral (prom 12 meses) + fase recesiva
Especificación 1.3	Xij	D	Ciclo trimestral
Especificación 1.4	Xij	D	Ciclo trimestral + fase recesiva
Especificación 1.5	Xij	D	Ciclo trimestral (+ rezagos) (con y sin fase recesiva)
Especificación 1.6	Xij	D	PIB tendencia de largo plazo + fase recesiva
Especificación 1.6	Xij	D	Con interacciones
Especificación 1.7	Xij	D	Sólo fases

Algunas especificaciones incluyen al PIB en niveles, otras se prueban con la medida obtenida del ciclo, y también se especifican ecuaciones que contienen estas variables junto con las *dummy* que indican en qué fase del ciclo fue encuestado el individuo. Esto se realiza para poder recoger un eventual efecto asimétrico del ciclo o el PIB en las decisiones de asistencia¹⁰¹. Si bien en primera instancia se pretende utilizar como modelo base alguna de las especificaciones que contienen la variable ciclo del PIB – porque es la medida que refleja más fielmente las fluctuaciones de la actividad en torno a la tendencia de largo plazo– en base a los resultados que se presentan en la siguiente sección se decide tomar la especificación 1.2 como “modelo base”. Esta elección se justifica por dos razones principales: i) la incorporación del ciclo implica que la precisión de las estimaciones del modelo queda sujeta y condicionada a cómo haya sido estimada esta variable (es decir, se toma como variable explicativa y se asume que refleja fielmente la evolución del ciclo del producto, pero como en cualquier estimación, siempre hay márgenes de error asociados, fundamentalmente al inicio y final de la muestra); ii) los resultados de las primeras pruebas realizadas señalan un efecto no significativo del ciclo en la especificación 1.3, éste es significativo (y al 5% de significación) cuando se incorpora conjuntamente con la *dummy* que indica la fase recesiva del ciclo (lo que podría entenderse como un efecto asimétrico del ciclo en la asistencia, que más adelante se discute).

En el Cuadro 9 se presentan distintas especificaciones que se someten a estimaciones y pruebas, para elegir un modelo base con los mecanismos de transmisión como regresores.

¹⁰¹ Como puede observarse en el Cuadro 8, no se incorporan todas las variables *dummy* de fase, y esto se explica por los resultados empíricos obtenidos en las primeras pruebas: las únicas fases que resultan significativas son las que se encuentran en los extremos: fase recesiva (*faserec*) y fase expansiva (*faseexp*)

Cuadro 9. Especificaciones para ecuaciones que contienen a los mecanismos

	Variables de control (micro)	Otras variables de control	Variables macro
Especificación 2.1	Xij	D	Salario promedio ponderado por la tasa de empleo y promedio de ingresos de los hogares
Especificación 2.2	Xij	D	Salario promedio ponderado por 1 - TD y promedio de ingresos de los hogares
Especificación 2.3	Xij	D	2.1 y 2.2 con gasto público en educación por alumno
Especificación 2.4	Xij	D	Interacciones, fases y rezagos

Las especificaciones 2.3 incorporan la variable gasto en educación como tercer mecanismo de transmisión de los cambios en las condiciones agregadas, sin embargo, en los resultados no se presentan las estimaciones que contienen esta variable como regresor porque la bondad de ajuste del modelo no mejora, el coeficiente asociado a esta variable es significativo sólo al 10% y se considera que la estimación e interpretación de este efecto se complejiza al tener únicamente 24 datos como observaciones de la serie –en comparación con los otros mecanismos, que cuentan con al menos 96 observaciones.

VIII. RESULTADOS

Esta sección se divide en tres partes. Primero, se realiza una breve descripción del comportamiento de algunas de las variables utilizadas y se presentan estadísticas descriptivas de la muestra con la que se trabaja. Luego, se reseñan los principales resultados de las estimaciones realizadas de las distintas especificaciones. Finalmente, se presenta un análisis por subgrupos y la interpretación de los principales resultados en función de las hipótesis planteadas.

VIII.1. Caracterización de la muestra y análisis descriptivo de variables

El tamaño de la muestra con la que se trabaja es de 189.737 individuos: jóvenes de entre 14 y 22 años que residen en áreas urbanas del país, culminaron primaria pero no secundaria, y no son jefes de hogar.¹⁴³ A diferencia de lo que sucede para la población total del país, en la muestra con la que se trabaja la participación de los hombres es mayor que la de las mujeres para todos los años comprendidos en el período de estudio (1986-2009), representando en promedio el 52,85%. Esta diferencia es más pronunciada para los jóvenes de mayor edad: quienes tienen entre 14 y 17 años (el 56,46% de la muestra) se reparten mitad y mitad, mientras que entre los de 18 a 22 años, el 56,34% son hombres y sólo el 43,66% mujeres.¹⁴⁴ Considerando la distribución regional de la población que conforma la muestra, se destaca que más del 40% reside en Montevideo, siendo la región definida como “zona 5” (Colonia, San José, Canelones y Maldonado) la segunda en importancia –siendo ésta, además, la que más crece en participación a lo largo del período–.

Respecto a las variables asociadas a características del hogar y del propio individuo, además de sexo, edad y zona de residencia, se presentan a continuación algunas medidas descriptivas (las medias y desvíos para cada año pueden consultarse en el Anexo II). En términos de educación de los padres, variable señalada frecuentemente como uno de los principales determinantes del desempeño educativo de los

¹⁴³ Los jóvenes que cumplen todas las condiciones pero que son jefes de hogar o cónyuges son entre 3,4% (1991) y 5,5% (2009) de la población total de jóvenes entre 14 y 22 años que no culminaron secundaria y sí finalizaron primer ciclo. Como fue señalado en la sección VI, tienen un perfil diferenciado en cuanto a su participación en el mercado laboral –parecería ser menos elástica a las condiciones cíclicas– y presentan también menores y más estables tasas de asistencia. La mayor participación, como es lógico esperar, se da en las edades más altas: en promedio representan 18% de los jóvenes de 21 años, y 22% de los de 22 años, mientras que esta proporción en los jóvenes de la franja etaria de 14 a 17 años es insignificante.

¹⁴⁴ Esto podría explicarse porque las mujeres tienden a conformar un nuevo hogar (sean jefes de hogar o cónyuges) antes que los hombres (Bucheli et al, 2000), y porque tienen menores niveles de rezago (hay más mujeres de entre 18 y 22 años que culminaron secundaria que en el caso de los hombres, y éstas no participan en la muestra de este trabajo por cómo fue definido el universo de estudio).

jóvenes¹⁴⁵, se tiene que en el 40% de los hogares hay al menos un adulto con más de 9 años de educación, participación que llega a su máximo (46%) en 2009, y que parte de registros apenas superiores al 30% a fines de la década de los ochenta. Respecto a la cantidad de niños (menores de 14 años) en los hogares, el promedio no supera la unidad en ningún año del período considerado, oscilando entre 0,78 (1991) y 0,99 (1987). Por su parte, la proporción de hogares extendidos (hogares en los que vive algún miembro que no es jefe/cónyuge o hijo de éstos) oscila entre 29% y 35%.

En cuanto a los ingresos per cápita de los hogares (sin considerar el aporte de los jóvenes que trabajan), los niveles más altos se registran en Montevideo, seguido por las zonas 5 y 4, mientras que las regiones de menores ingresos son las del centro y norte del país (zonas 3 y 2). Estas relaciones se verifican en todos los años del período de estudio. Más adelante se describe brevemente el perfil de los jóvenes que forman parte del universo de estudio, en consideración de la posición de su hogar en la distribución de los ingresos y su relación con las decisiones de asistencia al nivel medio de enseñanza formal y luego se pone especial atención a la interpretación del efecto estimado de esta variable, que es otra protagonista de los estudios sobre determinantes de la asistencia (Rumberger, 2004).

- Evolución de las tasas de asistencia en el período 1986-2009

En 1986, del total de jóvenes en condiciones de asistir a secundaria, sólo el 55% efectivamente cursan algún año en este nivel, porcentaje que asciende a 65,25% en 2009. Pero este aumento de poco más de 10 puntos en la tasa de asistencia no se registra en forma continua, dos subperíodos muestran interrupciones en la tendencia creciente, con fuertes retrocesos: de 1991 a 1994 la asistencia disminuye 5,7 puntos porcentuales, y de 2005 a 2007, 4,8 puntos. Pese a que en los dos últimos años (2008 y 2009) se registra un repunte importante en las tasas de asistencia promedio (ver Gráfico 9), aún no se recupera el registro máximo de 2004 (66,1%).

¹⁴⁵ En particular, en Uruguay se registra un fuerte vínculo entre los logros educativos de los padres y los hijos, uno de los fenómenos que explican los bajos niveles de movilidad social que se registran en el país y que se mantienen prácticamente incambiables desde la década de los noventa (Sanromán, 2009)

Gráfico 9. Tasas de asistencia

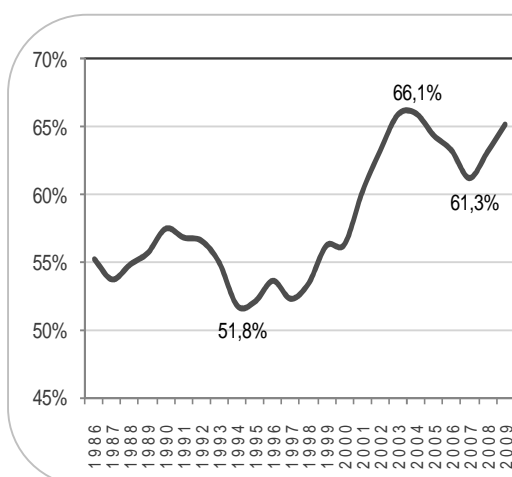
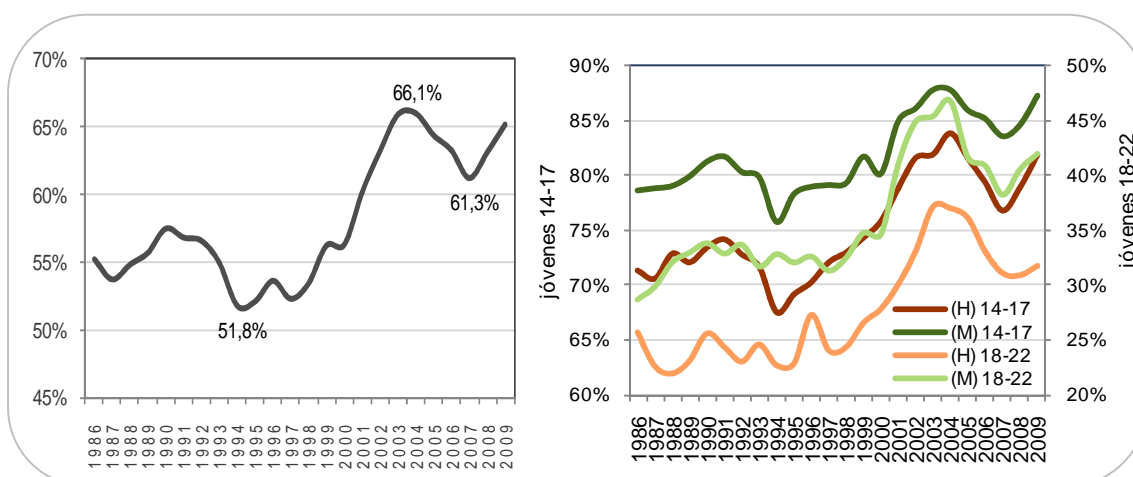


Gráfico 10. Tasas de asistencia específicas



Fuente: elaboración propia en base a ECH

Más allá del significativo aumento registrado en la asistencia considerando las puntas del período de estudio, en los últimos 24 años más de uno de cada tres jóvenes en condiciones de asistir al nivel medio de enseñanza no lo hace, proporción que alcanza su máximo en 1994 (casi uno de cada dos). Esta evolución es muy similar a la que se constata cuando se incluyen en la muestra los jóvenes de 12 y 13 años que culminaron primaria,¹⁴⁶ aunque al tener mayores tasas de asistencia específicas el promedio de asistencia se eleva (ver gráfico en Anexo II).

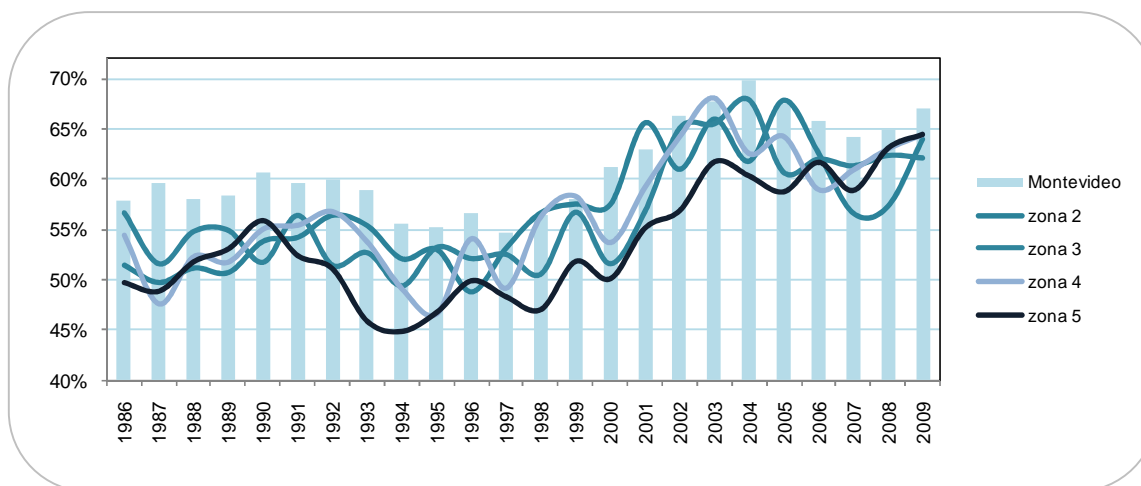
Considerando las tasas de asistencia específicas por género y edad (Gráfico 10) se observan importantes diferencias de nivel: las mujeres asisten en promedio más que los hombres para los dos grupos de edades (14-17 y 18-22); y para ambos sexos, los jóvenes asisten más que los mayores. Respecto a la evolución de estos cuatro subgrupos poblacionales –para los que más adelante se estiman modelos por separado–, se destaca: i) un fuerte repunte de la asistencia desde mediados de los años noventa registrado por los jóvenes hombres de entre 14 y 17 años de edad (que también se verifica para las mujeres de esta edad, pero en menor intensidad); ii) un fuerte incremento de esta tasa específica para las mujeres de 18 a 22 años en el período de recesión y crisis (más pronunciado que en el caso de los hombres); iii) una

¹⁴⁶ El modelo de análisis de este trabajo evalúa las decisiones de asistencia en explícita consideración de la alternativa de trabajar, por tanto, como fue señalado en la sección anterior, se excluye de la muestra a estos individuos porque recién a partir de los 14 años es que los jóvenes son considerados, por ley, en edad de trabajar (aunque hay menores que trabajan, las ECH no tienen en sus cuestionarios preguntas sobre el trabajo infantil para todo el período).

recuperación mucho más débil en los últimos años de la tasa de asistencia de los hombres de 18 a 22 años en comparación con los otros tres grupos¹⁴⁷.

Dado que este estudio abarca al conjunto de la población urbana del país, resulta interesante evaluar la dispersión de las tasas de asistencia a lo largo del territorio nacional.¹⁴⁸

Gráfico 11. Tasa de asistencia por zonas (país urbano) para el período 1986-2009



Fuente: elaboración propia en base a ECH

(zona1: Montevideo; zona2: Artigas, Salto y Rivera; zona3: Cerro Largo, Durazno, Paysandú, Río Negro, Tacuarembó y Treinta y tres; zona4: Soriano, Flores, Florida, Lavalleja y Rocha; zona5= Colonia, San José, Canelones y Maldonado)

En función de la clasificación regional presentada en la sección anterior, se destaca una mayor tasa de asistencia específica en Montevideo, cuya evolución es muy similar a la que se registra a nivel promedio en el país –lo que se explica simplemente por su mayor incidencia en la muestra, dado que es la zona más poblada–. Además de las diferencias de ingresos entre regiones, otro de los posibles factores que puede explicar una menor tasa de asistencia en el Interior del país urbano es la oferta limitada de centros de educación media (Furtado, 2003). En el Anexo II se presentan los promedios de asistencia así como la distribución de la muestra por estas zonas.

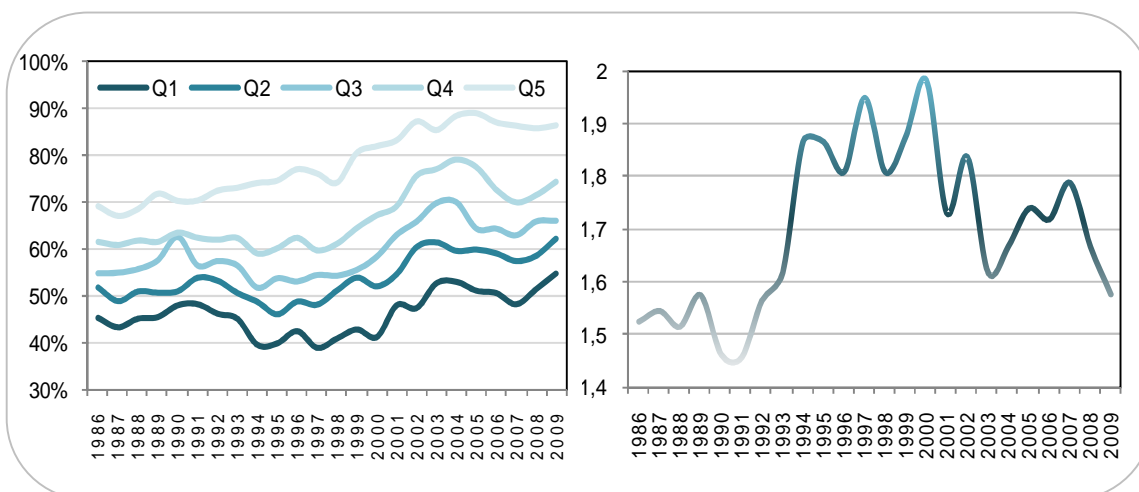
¹⁴⁷ Los hombres de este grupo etario registraron un máximo en las tasas de asistencia en 2003 (37,2%), pero en los últimos años el retroceso fue muy fuerte, sólo en 2009 se verifica un moderado repunte llevando esta tasa a 31,8%. Además, como se presenta más adelante en la interpretación de los resultados obtenidos de las estimaciones de los modelos, los jóvenes mayores de 18 años no integran la población objetivo del programa de transferencias condicionadas aplicado desde 2008, programa que habría tenido un impacto positivo en la asistencia de los jóvenes de los hogares beneficiarios del programa (Castaings et al, 2009).

¹⁴⁸ Además, como fue señalado en la sección VI, las variables macroeconómicas incluidas como regresores en las estimaciones sobre la probabilidad de asistencia fueron construidas por zonas, aprovechando la heterogeneidad *cross-section* del *pool* de ECH.

Respecto a esta evolución de estas tasas de asistencia por regiones, se destaca la tendencia creciente de la zona 5 (Colonia, San José, Canelones, y Maldonado) desde fines de la década de los noventa. También cabe resaltar que en los últimos años el aumento de la asistencia en esta zona, y en las demás ha conducido a una paulatina convergencia en las tasas de asistencia de todas las regiones a los niveles presentados en la capital del país.

Por último, cabe destacar las significativas brechas que se constatan en todo el período en términos de las tasas de asistencia que muestran los jóvenes en función de la posición relativa de su hogar en la distribución del ingreso. Las tasas de asistencia son mayores cuanto más alto esté posicionado el hogar en términos de la distribución de los ingresos de la muestra, esto no es una novedad puesto que es un fenómeno generalizado en la región. Sin embargo, cabe destacar que estas diferencias son particularmente pronunciadas en Uruguay (CEPAL, 2003). Estas brechas se profundizan en los noventa, sobre todo la de los hogares que se encuentran en los extremos de la distribución (en el año 2000 las tasa del quintil de mayores ingresos llega a duplicar a las del primer quintil), reduciéndose fuertemente en los años de crisis (Gráfico 13). Cabe destacar, finalmente, que en los últimos dos años se diferencia un repunte en las tasas de asistencia de los dos quintiles más bajos, al tiempo que la brecha de los extremos se reduce significativamente. Detrás de estos resultados podría estar el nuevo régimen de asignaciones familiares (AFAM) que incluye transferencias condicionadas de ingreso por asistencia a los hogares de menores recursos.

Gráfico 12. Tasas de asistencia por quintiles de ingreso. Gráfico 13. Brecha quintil 5 / quintil 1

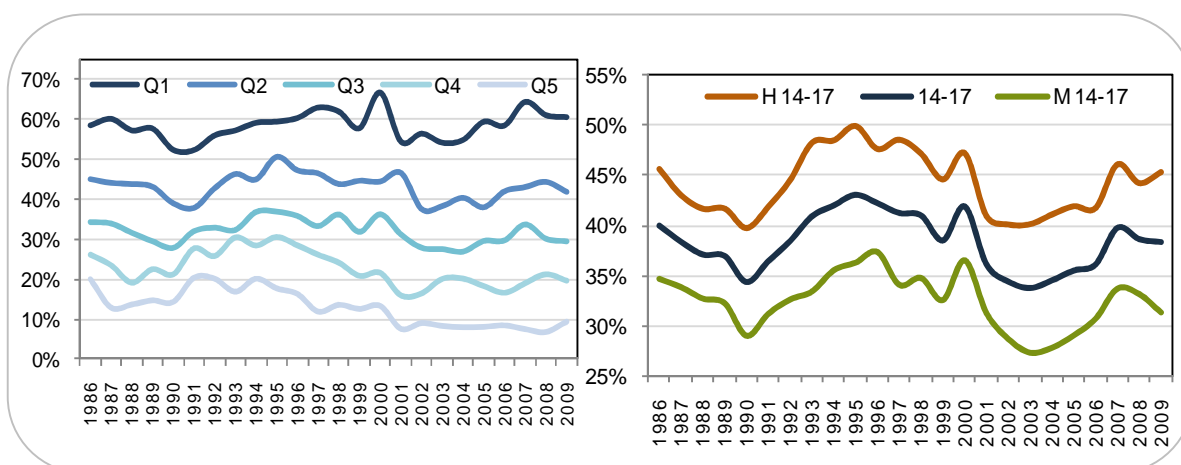


Fuente: elaboración propia en base a ECH

Además de los niveles de asistencia, otro indicador del desempeño educativo de estos jóvenes –usualmente considerado como un fenómeno que precede la decisión de abandonar los estudios– es el rezago en sus años de educación aprobados (un joven se clasifica como “rezagado” en este trabajo si no está cursando “en tiempo y forma”, lo que está asociado al abandono o repetición de algún año en su trayectoria por el sistema formal de enseñanza¹⁴⁹). La proporción de rezagados en los jóvenes de la muestra (al igual que ocurre con las tasas de asistencia) registra un punto de quiebre en su tendencia a mediados de los años noventa (Gráfico 15). Ambos fenómenos pueden interpretarse como efectos de la implementación del Plan 96. En distintos estudios para Uruguay (Furtado, 2003; ANEP, 2005; PNUD, 2009) se destaca que la serie de reformas que paulatinamente comienzan a implementarse en Ciclo Básico en la segunda mitad de los noventa habría explicado el incremento en las tasas de egreso en ese ciclo, lo que también se refleja en el menor promedio de edad de quienes ingresan al ciclo superior en los siguientes años. Para los siguientes años también la evolución del rezago y la asistencia es similar. En particular, en los primeros años de recuperación económica luego de la crisis de 2002 se evidencia un retroceso importante en ambas dimensiones (caída de tasas de asistencia y aumento en proporción de jóvenes rezagados). Por último, las brechas según la posición relativa del hogar del joven en la distribución del ingreso también son muy significativas en términos de los niveles de rezago (Gráfico 14).

Gráfico 14. Proporción de rezagados por quintil (jóvenes de 14 a 17 años de edad)

Gráfico 15. Proporción de rezagados según sexo (jóvenes de 14 a 17 años de edad)



¹⁴⁹ Por el tipo de criterio que se utiliza para clasificar un joven como rezagado, por definición, los que tienen 19 o más de 19 años lo están.

Cuando se observa la evolución conjunta de la tasa de asistencia a nivel promedio y del PIB (base 2006) se evidencia un comportamiento “espejado”: a grandes rasgos, en momentos de crecimiento económico la asistencia disminuye, y en los años en que el PIB disminuye ésta aumenta.

¿Qué análisis descriptivo se desprende de la observación de los mecanismos de transmisión en este mismo periodo? En primer lugar, se observa un comportamiento como el que se supone en el modelo (para que efectivamente operen el “efecto sustitución” y el “efecto ingreso” en las decisiones de los hogares y jóvenes respecto a su demanda de educación): ante fases contractivas disminuyen los ingresos de los hogares y también el costo de oportunidad de estudiar –medido a través del salario potencial al que pueden acceder los jóvenes–; mientras que en fases expansivas, el comportamiento es simétrico, ambas variables tienden a aumentar.

Gráfico 16. Mecanismos de transmisión

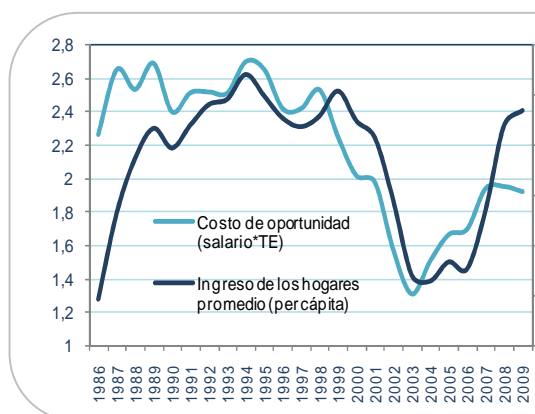
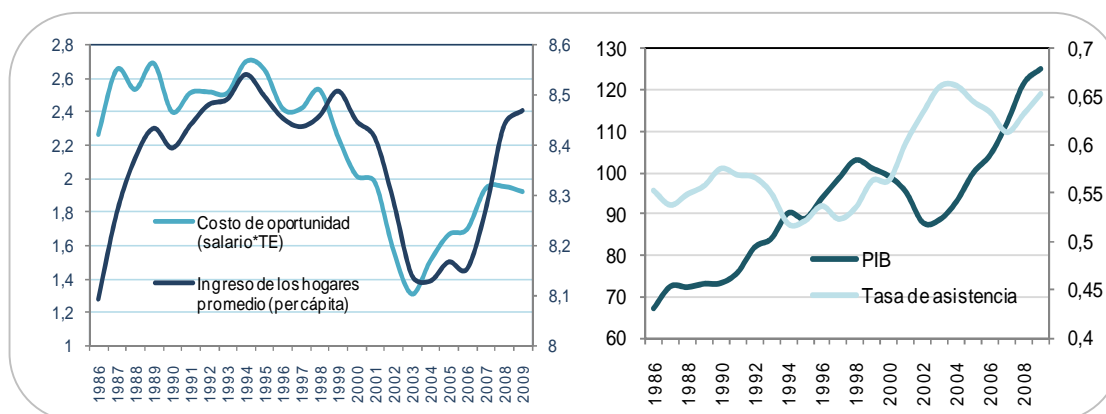


Gráfico 17. PIB y tasa de asistencia



Fuente: elaboración propia en base a datos de las ECH y de BCU

Sin embargo desde la simple observación del comportamiento de estas variables se pueden identificar distintas reacciones frente a los cambios en las condiciones agregadas: en particular, entre 1987 y 1990 el incremento de los ingresos aumentan 30% aproximadamente mientras que el costo de oportunidad aumenta poco por encima de 13%. También esto ocurre en los últimos dos años, en que el crecimiento no se traduce en aumento en los salarios potenciales –incluso se evidencia una leve caída (1,8%)–, mientras que los ingresos reales de los hogares de la muestra aumentan casi 20%. Estos casos podrían explicar parte del aumento de la asistencia registrado en esos años de crecimiento –comportamiento aparentemente anómalo respecto a lo que sucede en términos generales par todo el período–, en dirección con una de las hipótesis auxiliares presentadas en la sección VI. Sin embargo, los años

1996-1998 muestran un incremento de las tasas de asistencia –que por una parte puede deberse a una caída anticipada del costo de oportunidad, antes del comienzo de la recesión de 1999– pero por otro, podría relacionarse con cambios en las condiciones de oferta educativa, como lo fueron las reformas implementadas a mediados de los noventa en ciclo básico. Más adelante se discuten estas posibles interpretaciones, a la luz de las estimaciones obtenidas de los distintos modelos.

Cabe destacar que el indicador del costo de oportunidad (el salario ponderado por la tasa de empleo) muestra una evolución muy similar a la del salario, aunque en los años de crisis la caída del primero es más pronunciada no sólo porque absorbe la caída del salario sino también por la caída de las “chances” de conseguir empleo, medidas a través de la tasa de empleo específica (Gráfico 18). Además, si bien en las especificaciones presentadas en la sección anterior se define como costo de oportunidad para los jóvenes de entre 14 y 22 el promedio de salarios ponderado por la tasa de empleo para el promedio de cada región, cabe destacar que existen diferencias importantes en la evolución de estas variables para hombres y mujeres. Como puede observarse en el Gráfico 19, la evolución real de los salarios para hombres y mujeres es similar aunque la brecha (los salarios de los hombres son sistemáticamente mayores que para las mujeres) tiende a angostarse ante la intensa caída de los salarios que perciben los jóvenes hombres en los años de recesión y crisis (1999-2003).

Gráfico 18. Evolución de los componentes del costo de oportunidad a nivel promedio (Tasa de Empleo y salarios promedio de la muestra)

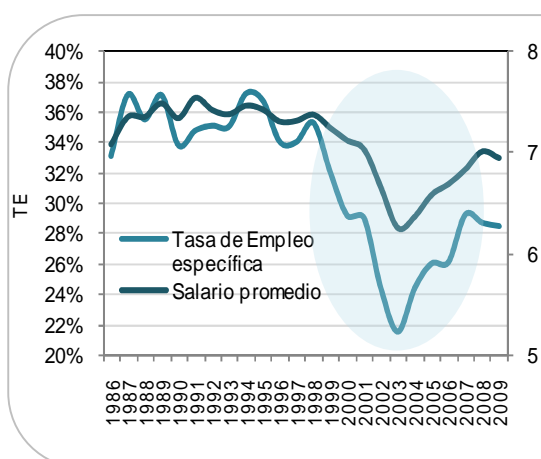
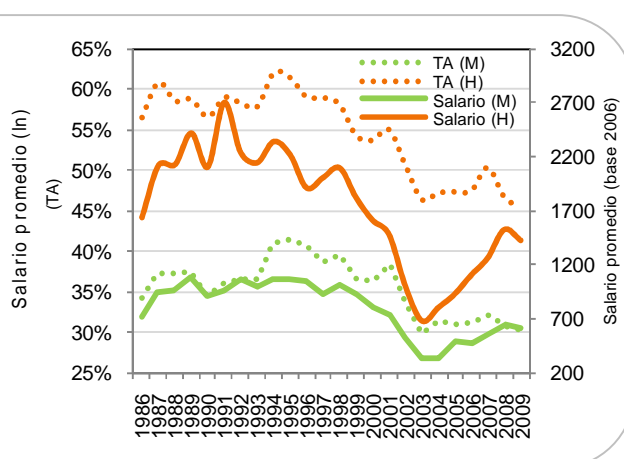


Gráfico 19. Evolución de los salarios promedio y de la tasa de actividad (oferta laboral) específicas por sexo



Fuente: elaboración propia en base datos de las ECH y de BCU

Respecto a la oferta laboral de estos jóvenes –medida a través de la tasa de actividad, la proporción de jóvenes activos en el total de jóvenes en edad de trabajar¹⁵⁰– se constata un moderado aumento hacia mediados de los noventa, y a partir de entonces comienza una tendencia a la baja (aunque con dos leves repuntes para el caso de los hombres: antes de la crisis y en los años 2006-2007). El último dato (2009) indica que poco más del 38% de los jóvenes entre 14 y 22 años, que no son jefes de hogar ni cónyuges, que no culminaron secundaria pero sí terminaron primaria (es decir, que están en condiciones de estudiar a nivel medio de enseñanza) tiene o busca empleo. Esta cifra para las mujeres, es apenas superior a 30% y en los hombres supera el 45% (Gráfico 15).¹⁵¹

Observando la evolución conjunta de la oferta laboral y las decisiones de asistencia, hay un comportamiento “espejado”, reflejo de decisiones que parecen ser interdependientes. Sin embargo, como la literatura nacional destaca, no es fácil distinguir una relación causal entre ambas (¿los jóvenes abandonan los estudios y entonces buscan trabajo?, ¿los jóvenes abandonan los estudios porque salen a buscar trabajo, o cuando consiguen trabajo?). En este sentido, asumiendo que son decisiones que se toman en simultáneo los trabajos de Bucheli y Casacuberta (2009) y de Ferrari et al (2010) proponen el estudio de estas decisiones mediante la estimación de un modelo *probit* bivariado.

Sin embargo, las decisiones de asistencia no sólo se determinan por el *trade-off* trabajo-estudio, dado que una significativa proporción de jóvenes no estudian ni trabajan, mientras que otros realizan ambas actividades. Buscando contemplar estas decisiones, se puede dividir la muestra de jóvenes con la que se trabaja en cuatro grupos excluyentes: quienes estudian únicamente, quienes sólo trabajan, los que estudian y trabajan, y aquellos que no estudian ni trabajan.¹⁵² De todas formas, la participación de estos dos últimos grupos en el total de la población se mantiene relativamente estable en 1986-2009, período en el que las condiciones económicas agregadas sufren intensos cambios. Como puede observarse en el Cuadro 10, los jóvenes que no estudian ni trabajan son entre un 15% y un 21% del total de la

¹⁵⁰ En este caso, la proporción de activos en el total de la muestra, ya que ésta incluye sólo jóvenes de 14 a 22 años de edad.

¹⁵¹ En el Anexo II se presentan gráficos que muestran la evolución de la asistencia y la proporción de jóvenes activos, ocupados y desocupados, así como tasas de actividad específicas por cohortes. Evaluando el comportamiento por cohortes, así como se evidencia un impulso importante en la asistencia para la segunda y última generación, en términos de tasas de actividad se registran las mayores caídas. En particular es muy fuerte la reducción de los niveles de actividad entre la generación nacida en 1964-1971 y la de los nacidos entre 1972-1975, para el grupo de 14 a 17 años de edad.

¹⁵² López Bóo (2008) subdivide además el grupo de los que no trabajan, distinguiendo a los inactivos de los desocupados.

muestra; mientras que los jóvenes que estudian y trabajan –el grupo más pequeño– representan entre 6% y 9% del total de los casos.

Cuadro 10. Mínimos y máximos en la participación de los cuatro grupos

PERÍODO (1986-2009)	no estudia ni trabaja	estudia y trabaja	sólo trabaja	sólo estudia
máximo	20,9% (2000)	8,8% (2009)	29,7% (1994)	59,7% (2003)
mínimo	15,1% (2009)	6,2% (2002)	15,3% (2003)	44,2% (1995)
Máx - Mín	5,8%	2,7%	14,4%	15,5%

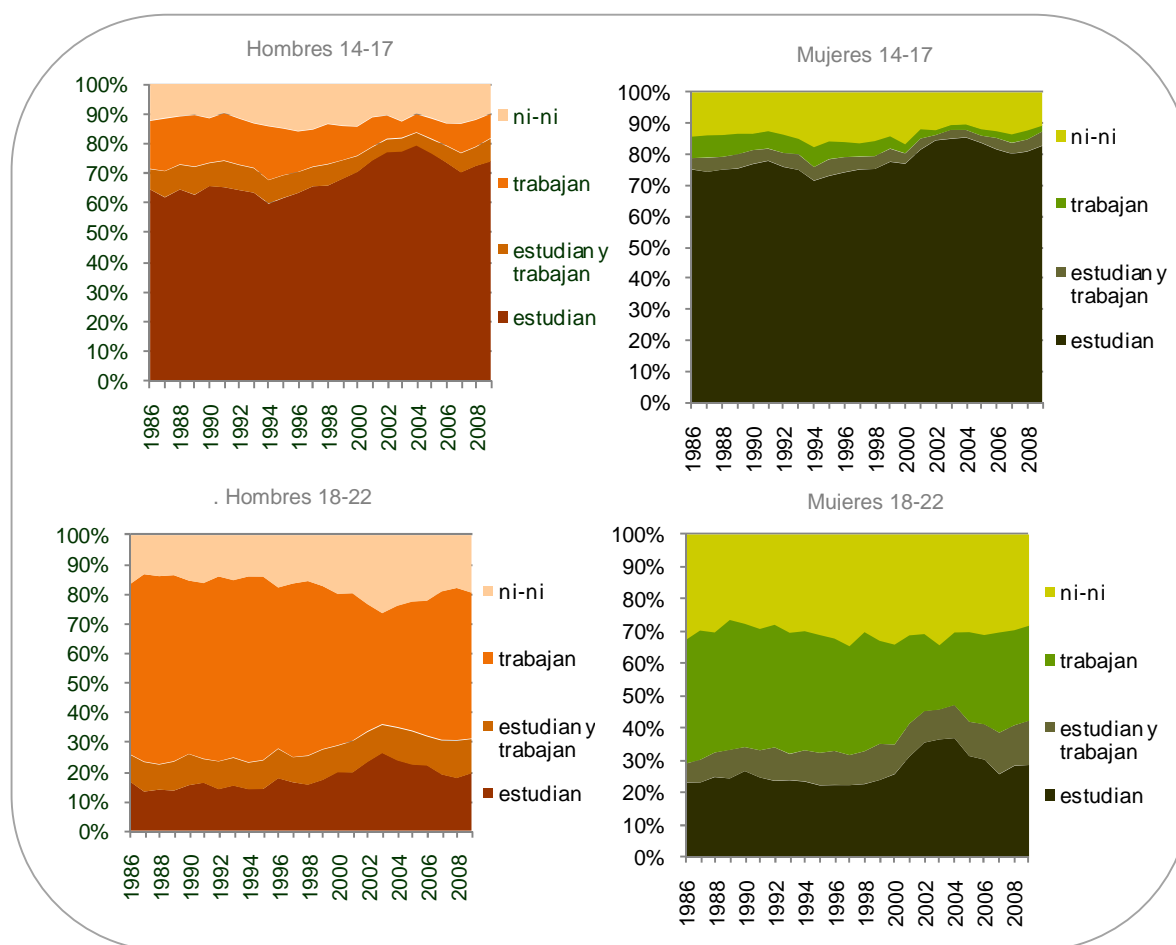
Fuente: elaboración propia en base a ECH

Esta aparente inelasticidad del comportamiento de algunos jóvenes frente a los cambios en las condiciones macroeconómicas, que parece dar cuenta de un fenómeno más estructural, podría entonces reforzar sí el *trade-off* estudio-trabajo como marco para explicar, no todo, pero sí al menos gran parte de las decisiones que determinan los cambios en las tasas de asistencia. En particular, la proporción de “sólo estudia” alcanza su máximo el mismo año en el que la proporción de jóvenes “sólo trabaja” alcanza su mínimo (2003), mientras que en 1994-1995 se da el máximo de “sólo trabaja” y la más baja participación de los “sólo estudia”.

Cabe esperar entonces que el efecto ingreso y el efecto sustitución no sean tan relevantes para explicar el comportamiento de algunos jóvenes respecto a la asistencia a un centro educativo. ¿Quiénes son los jóvenes que no estudian ni trabajan o que realizan ambos tipos de actividades en forma simultánea? A continuación se presentan dos conjuntos de gráficos en los que se distingue, por sexo, edad y posición relativa en la distribución del ingreso la participación relativa de cada uno de estos grupos excluyentes.

Como puede observarse en estos gráficos por subgrupos, la proporción de jóvenes que sólo estudia es mucho más alta para el rango de edad (14-17), prácticamente más del 60% para todo el período y para ambos sexos, aunque es relativamente mayor y más estable para las mujeres. Para los de mayor edad, la mayoría sólo trabaja, aunque para las mujeres es similar a la proporción que no estudia ni trabaja, lo que está asociado usualmente al trabajo no remunerado doméstico en sus hogares (tareas del hogar, cuidado de niños u otros familiares, entre otros). Esta proporción se mantiene prácticamente incambiada en el entorno de 30% a lo largo de los últimos 24 años.

Gráfico 20. Participación relativa de los cuatro grupos excluyentes en función de la combinación de las actividades de estudio y trabajo. Por sexo y rangos de edad.

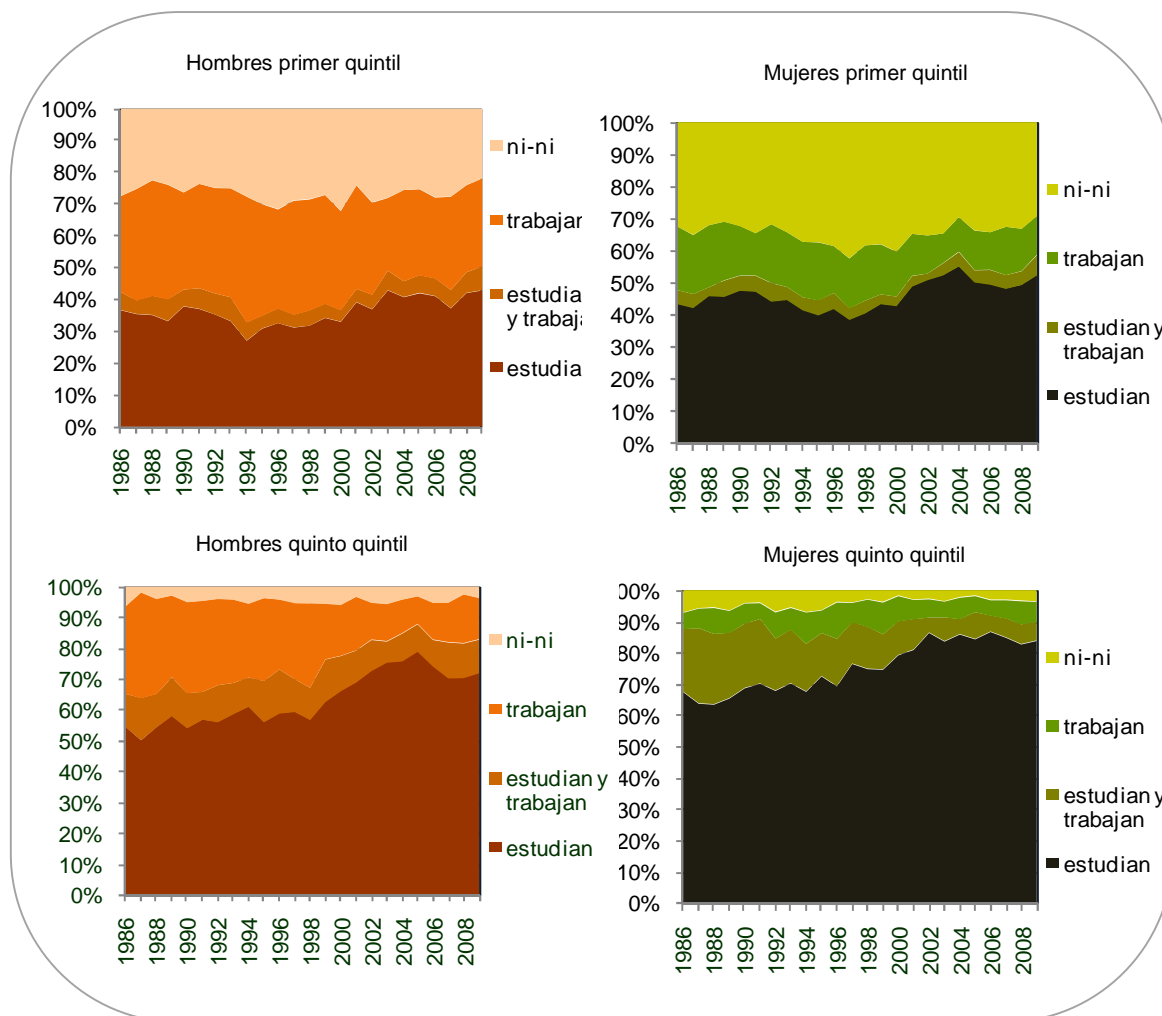


Fuente: elaboración propia en base a ECH

Pese a estas diferencias, resulta interesante destacar que la evolución en términos globales de quienes deciden estudiar (compartan esta actividad o no con el estudio) presenta, a grandes rasgos, la misma evolución: luego de un importante repunte de las tasas de asistencia desde mediados de los noventa, se alcanza un claro máximo en 2004, luego una contracción hacia 2007 y una recuperación en los últimos dos años. Esto también se verifica evaluando las participaciones relativas de estos grupos para los jóvenes en los extremos de la distribución de ingresos. Respecto a esta última clasificación, cabe destacar –en línea con los trabajos realizados para la región y Uruguay– la mayor proporción de jóvenes que sólo trabajan y de los que no realizan ninguna de estas actividades en los quintiles más bajos de la distribución de ingresos. La contracara está en tasas de asistencia específicas más elevadas para los jóvenes que provienen de los hogares de mayores recursos, fenómeno que se constata en toda la región pero con particular intensidad en Uruguay (CEPAL, 2002). Más del 50% de los hombres jóvenes del primer quintil (y más del 40% para las mujeres de este

grupo) a lo largo de los 24 años considerados no asisten al momento de la encuesta. Otra diferencia muy clara está en la proporción de jóvenes que no estudian ni trabajan: más del 20% para los hombres, y del 20% para las mujeres del primer quintil (a lo largo de todo el período), participaciones que son menores al 10% para los hogares de mayores recursos.

Gráfico 21. Participación relativa de los cuatro grupos excluyentes en función de la combinación de las actividades de estudio y trabajo. Por sexo y quintil de ingresos.



Fuente: elaboración propia en base a ECH

¿Cuál es el “panorama” actual? En base a los últimos datos disponibles (correspondientes a la ECH de 2009) 65,25% de los jóvenes en condiciones de asistir a secundaria efectivamente lo hacen –56,4% sólo estudia, y el restante 8,8% estudia y trabaja–. Entre los que no asisten –34,74%– casi 20% trabaja y poco más de 15% no estudia ni trabaja. Es decir, más de uno de cada diez jóvenes uruguayos que culminaron primaria, pero no secundaria (y que no son jefes de hogar) no estudia ni

trabaja. Esta proporción asciende a 22% para los hombres del primer quintil, y a casi 30% en el caso de las mujeres. Pese a que en 2009 se registra la proporción más baja de jóvenes que no estudian ni trabajan en todo el período (y en particular, se registra una menor proporción de estos jóvenes en los primeros quintiles de la distribución de ingresos), en el total de la población que no asiste sí se ha evidenciado una concentración de los jóvenes que provienen de hogares de menores recursos. En el promedio de los últimos 24 años 47% de quienes tienen entre 14 y 17 años de edad (y poco más de 27% de los que tienen entre 18 y 22 años) están concentrados en el primer quintil, participaciones que ascienden a 53% y 32%, en 2009, respectivamente.

Cuadro 11. Distribución según sexo y quintiles de los jóvenes que no asisten para los dos rangos de edad

14-17				18 a 22			
QUINTIL	MUJER	HOMBRE	TOTAL	QUINTIL	MUJER	HOMBRE	TOTAL
1	23,58	29,6	53,18	1	14,77	17,22	31,99
2	11,83	16,22	28,05	2	10,95	16,78	27,73
3	3,07	8,22	11,28	3	7,95	13,99	21,94
4	1,71	4,79	6,5	4	3,72	9,38	13,1
5	0,45	0,54	0,99	5	1,5	3,73	5,23
Total	40,63	59,37	100	Total	38,9	61,1	100

VIII.2. Principales resultados de las estimaciones *probit*

En el período 1986-2009 la asistencia muestra un comportamiento contracíclico a nivel medio de enseñanza: aumenta en períodos contractivos de la actividad económica y disminuye en las fases expansivas, en línea con la hipótesis orientadora planteada en la sección VI. En particular, el modelo predice que una caída del PIB de 15% –como la registrada entre 1998 y 2003– aumenta la probabilidad estimada de asistencia a nivel medio de enseñanza en 0,075. En este período, la tasa de asistencia aumentó en 0,098 (pasando de 53,5% a 63,3%), lo que muestra el efecto significativo e importante que tuvo la contracción de la actividad económica, pero podría haber factores no necesariamente relacionados con los cambios en las condiciones agregadas que hayan reforzado este incremento. Los efectos asociados a las variables *dummy* de años son significativos y positivos desde 1995, lo que podría estar relacionado con las reformas institucionales desde la oferta educativa por mediados de los noventa, cuya incidencia positiva en la asistencia ha sido destacada por la mayoría de los estudios realizados para Uruguay.

El costo de oportunidad, estimado mediante el método de variables instrumentales (usando como instrumento el salario promedio de los mayores de 25 años ponderado por la tasa de empleo específica de este grupo), resulta significativo en las especificaciones en las que se rechaza la hipótesis de exogeneidad, y tiene un impacto negativo sobre las decisiones de asistencia, operando el efecto sustitución tal como sugiere el modelo de análisis planteado en la sección III y en concordancia con la literatura empírica para la región. También en los modelos en los que se trabaja sin variables instrumentales –porque no se detectan problemas de endogeneidad– el costo de oportunidad es significativo y de igual signo. Por su parte, el promedio de ingresos de los hogares, incorporado para evaluar el efecto ingreso, también se comporta de acuerdo a las predicciones del modelo bajo el supuesto de existencia de restricciones en el acceso al crédito: el coeficiente asociado a esta variable es significativo y positivo para todo el período. El resultado contracíclico del comportamiento de la asistencia se explicaría entonces por una preponderancia del efecto sustitución por sobre el efecto ingreso, al igual que los resultados obtenidos para Argentina, Brasil y México por López Bóo (2010), Duryea y Arends-Kuenning (2003), y Binder (1999), respectivamente.

Los resultados de las estimaciones realizadas para distintos grupos poblacionales muestran un comportamiento diferenciado en hombres y mujeres respecto a los cambios en las condiciones agregadas (en particular, el PIB como variable explicativa resulta significativo sólo para explicar la toma de decisiones de los hombres). Sin embargo, los mecanismos (asociados al efecto sustitución e ingreso) inciden en la toma de decisiones de los jóvenes de ambos sexos respecto a la asistencia al ciclo medio de enseñanza.

Respecto a los períodos breves en los que se registra un movimiento en igual dirección de los niveles de actividad económica y la tasa de asistencia (el crecimiento simultáneo de ambas entre 1986 y 1990 y en los dos últimos años), se constatan efectos positivos presumiblemente asociados a cambios generacionales (los coeficientes asociados a las cohortes identificadas con esos períodos son significativos y positivos), lo que, junto con un comportamiento del ingreso aparentemente más elástico que el del costo de oportunidad, podrían explicar parte del aumento de la asistencia registrado en períodos de crecimiento económico. Sin embargo, las interpretaciones de estos coeficientes asociados a cohortes, así como los de las variables ficticias de año, se basan en los trabajos ya reseñados realizados

para Uruguay, y constituyen un conjunto de hipótesis que no son contrastadas en el presente estudio ya que exceden su alcance y propósito.

En lo que refiere a las variables independientes asociadas a las características del individuo y el hogar, los resultados de las distintas especificaciones estimadas coinciden con los resultados generales obtenidos por literatura sobre los determinantes de la asistencia en Uruguay, y a grandes rasgos en la región. Todas (excepto la variable *dummy* que indica la presencia del padre en el hogar) presentan coeficientes significativos y con los signos esperados. Respecto a los coeficientes asociados a las variables de control que reflejan cambios temporales (variables ficticias de años y cohortes), también se obtienen resultados significativos, sobre los que más adelante se ensayan posibles interpretaciones.

Por último, los distintos modelos estimados (de las especificaciones planteadas en la sección VI) explican el comportamiento de los jóvenes en términos de asistencia con una buena capacidad de ajuste y los resultados de las distintas pruebas parecen validar las ecuaciones especificadas. En particular, la cantidad de casos correctamente predichos supera el 75% en todas las especificaciones.¹⁵³

VIII.2.1. Modelos base para el período 1986-2009

Considerando los resultados obtenidos de las distintas especificaciones, y atendiendo particularmente a las medidas de bondad de ajuste de los modelos, se elige como “modelo base” el de la especificación 1.2 para la evaluación directa del efecto de las fluctuaciones de la actividad económica, y el de la especificación 2.1 para las que contienen los mecanismos de transmisión. Se les denomina “modelos base” porque son estas especificaciones las que luego se realizan para estimar los efectos de iguales variables en las decisiones de distintos subgrupos poblacionales.

¹⁵³ Debe reconocerse que el alto ajuste de los distintos modelos y significación de los coeficientes se deriva en parte del tamaño de la muestra utilizada: al trabajar con más de 180.000 observaciones, es esperable que las variables independientes tengan coeficientes muy significativos. Además, los errores estándar obtenidos por máxima verosimilitud para las distintas especificaciones no difieren sustancialmente de las estimaciones corregidas por Huber y White, lo que indicaría una correcta especificación de la forma funcional de la probabilidad de asistencia (Cameron y Trivedi, 2009).

Cuadro 12. Elección del modelo base con PIB

	VARIABLES DE CONTROL (MICRO)	OTRAS VARIABLES DE CONTROL	VARIABLES MACRO	RESULTADOS (EN ANEXOS)
Especificación 1.1	Xij	D	PIB trimestral promedio 12 meses + fases	PIB significativo-negativo / fases en conjunto no significativas
Especificación 1.2	Xij	D	PIB trimestral promedio 12 meses + fase recesiva	PIB significativo-negativo / fase recesiva significativa*-negativa
Especificación 1.3	Xij	D	Ciclo trimestral	Ciclo no significativo
Especificación 1.4	Xij	D	Ciclo trimestral + fase recesiva	Ciclo significativo-negativo & fase recesiva significativa-negativa
Especificación 1.5	Xij	D	Ciclo trimestral (+ rezagos) (con y sin fase recesiva)	Ninguno significativo
Especificación 1.6	Xij	D	PIB tendencia de largo plazo + fase recesiva	PIB tendencia significativo-negativo & fase recesiva significativa negativa
Especificación 1.6	Xij	D	Con interacciones	Algunas significativas (variables macro interactuadas con micro) pero no mejoran bondad de ajuste del modelo (Ver anexo III)
Especificación 1.7	Xij	D	Sólo fases	Ninguna significativa

Cuadro 13. Elección del modelo base con mecanismos

	VARIABLES DE CONTROL (MICRO)	OTRAS VARIABLES DE CONTROL	VARIABLES MACRO	RESULTADOS
Especificación 2.1	Xij	D	Salario promedio ponderado por la tasa de empleo y promedio de ingresos de los hogares	Costo de oportunidad con efecto significativo y negativo, efecto ingreso significativo y positivo.
Especificación 2.2	Xij	D	Salario promedio ponderado por 1 - TD y promedio de ingresos de los hogares	Costo de oportunidad con efecto significativo y negativo, efecto ingreso significativo y positivo. Menor pseudo R2 y cantidad de casos correctamente predichos que en 2.1.
Especificación 2.3	Xij	D	2.1 y 2.2 con gasto por alumno en educación pública. ¹⁵⁴	Ídem a anteriores, gasto por alumno significativo al 10% y negativo. No mejora capacidad explicativa del modelo respecto a 2.1
Especificación 2.4	Xij	D	Interacciones y rezagos	No significativos.

Todas las estimaciones de las especificaciones planteadas en la metodología conducen a resultados similares en términos del efecto de la actividad económica en la asistencia, pero se evalúan todos en conjunto para lograr una interpretación lo más rigurosa posible de estas variables como explicativas de la asistencia. En el Anexo III se adjuntan algunas estimaciones de las restantes especificaciones.¹⁵⁵ Previo a la interpretación de los resultados de los modelos seleccionados, se plantea un breve

¹⁵⁵ Para los anexos y las tablas que a continuación se presentan, un asterisco al lado de la variable indica que es significativa al 10%, y dos asteriscos al 5% –mientras que la ausencia de estos símbolos implica un nivel de significación de 1% o menos, por simplicidad para la exposición–.

análisis de los efectos de las variables de control con el fin de contrastar los resultados con los existentes en la literatura previa, resultados que además contribuyen a la interpretación global.

- Efecto de las variables asociadas a características del hogar y el individuo

Las estimaciones realizadas del efecto de las variables asociadas a características del hogar y del individuo son muy similares en todas las especificaciones: resultan siempre significativas, salvo aquella que refleja la presencia del padre en el hogar, y con los signos esperados.¹⁵⁶

Para el período 1986-2009, confirmando estudios previos de determinantes de la asistencia, el hecho de ser hombre disminuye la probabilidad estimada de asistencia en casi 10 puntos porcentuales, controlando por los demás factores.¹⁵⁷ Respecto a las edades, se observan los resultados esperables desde el marco de la teoría del capital humano: conforme aumenta la edad disminuye la probabilidad de asistencia, *ceteris paribus*. La probabilidad estimada de asistencia de un joven de 15 años es menor a la de uno de 14 en más de 17 puntos porcentuales. La disminución de la probabilidad de asistencia para cada año de edad adicional es cada vez más pronunciada –lo que puede afirmarse a un nivel de confianza del 95%– respecto a la edad base (14 años), (ver Tabla Resultados 1). Para los jóvenes de 19 años o más la probabilidad de no asistir aumenta en más de 60%.

Considerando los años de educación aprobados, se encuentra un efecto en sentido opuesto a lo que ocurre con la edad: por cada año aprobado adicional se constata un aumento significativo en la probabilidad de asistir. Comparando estos cambios siempre respecto a los jóvenes que sólo culminaron primaria, haber culminado el primer, segundo o incluso tercer grado en enseñanza media aumenta hasta en 25 puntos porcentuales la probabilidad de asistencia, mientras que culminar cuarto año eleva esta cifra a 33 puntos –el salto más importante–. Furtado (2003), evaluando la información proveniente de un módulo especial de encuestas (2001) en los que se le pregunta a los jóvenes por su trayectoria educativa hasta el momento (y también por sus perspectivas a futuro) señala que cuarto grado es el año en el que figura con mayor importancia relativa los motivos atribuibles a problemas del sistema cuando los jóvenes explican por qué decidieron abandonar.

¹⁵⁶ Los resultados que aquí se presentan para las variables de control son los obtenidos para el modelo que incluye al PIB como regresor (modelo base 1.2); las estimaciones en el modelo que incorpora los mecanismos de transmisión son muy similares.

¹⁵⁷ El efecto es mayor, de 11 puntos, en el subperíodo de 1986 a 1996, y se reduce a 8 puntos en el segundo subperíodo (1997-2009), lo que indica que el “plus” por el simple hecho de ser mujer disminuyó en los últimos años.

Para aquellos que tienen quinto aprobado el aumento de la probabilidad de asistencia es de 39 puntos porcentuales, constatándose así un incentivo extra en esta última etapa luego de una “carrera de largo aliento.”¹⁵⁸

Tabla resultados 1. Variables del individuo – modelo base 1.2

variables del individuo	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 5%		media
(pe2=1: hombre)	-0,0971152	0,00304	-31,97	0,0000	-0,103068	-0,091162	0,52852
edad15	-0,1750612	0,00723	-24,22	0,0000	-0,189225	-0,160897	0,143508
edad16	-0,3269569	0,00724	-45,15	0,0000	-0,341151	-0,312763	0,143514
edad17	-0,4593121	0,00693	-66,29	0,0000	-0,472892	-0,445732	0,140306
edad18	-0,5847767	0,00564	-103,71	0,0000	-0,595828	-0,573726	0,120267
edad19	-0,6341691	0,00451	-140,6	0,0000	-0,643009	-0,625329	0,093582
edad20	-0,6695763	0,00341	-196,17	0,0000	-0,676266	-0,662886	0,082561
edad21	-0,6863439	0,00278	-246,93	0,0000	-0,691792	-0,680896	0,074208
edad22	-0,6904938	0,00241	-286,57	0,0000	-0,695216	-0,685771	0,064743
Años educ 7	0,186702	0,0045	41,52	0,0000	0,177889	0,195515	0,132456
Años educ 8	0,2078224	0,00448	46,35	0,0000	0,199035	0,21661	0,205872
Años educ 9	0,2516305	0,00452	55,67	0,0000	0,242771	0,26049	0,208732
Años educ 10	0,3326075	0,00394	84,41	0,0000	0,324885	0,34033	0,166141
Años educ 11	0,3907577	0,00278	140,4	0,0000	0,385303	0,396213	0,101433
rezagado	-0,2092836	0,00468	-44,69	0,0000	-0,218462	-0,200105	0,627931
utu	0,2151081	0,00337	63,85	0,0000	0,208505	0,221711	0,157026

Otra característica ampliamente destacada en los trabajos sobre los determinantes del abandono de los estudios (por ejemplo, Furtado, 2003; Kaztman y Rodríguez, 2007) es la condición de rezago generada por la repetición o abandono de cursos de algún año a lo largo de la trayectoria educativa por primaria y secundaria. Así, la condición de estar al menos un año rezagado (que abarca al 63% de los casos para todo el período¹⁵⁹) disminuye en 21 puntos porcentuales la probabilidad de estar asistiendo. Sin embargo, dado que puede haber factores inobservables que afecten simultáneamente los dos tipos de fenómenos asociados al desempeño educativo (repetición y deserción), debería –al menos en esta instancia– interpretarse como una relación positiva, evitando interpretaciones en términos de causalidad.

Por último, el estar asistiendo o haber cursado en algún momento los estudios de enseñanza media en UTU aumenta la probabilidad de asistir en más de 20 puntos porcentuales, lo que podría indicar un perfil diferenciado de quienes eligen cursar esta

¹⁵⁸ Expresión utilizada por Cid y Ferrés (2009) para explicar la trayectoria educativa de los jóvenes por el ciclo de enseñanza media. Cabe destacar, respecto a esta variable asociada al individuo, que podría justificarse aquí también una sospecha de endogeneidad puesto que las decisiones de asistencia en el tiempo son las que van configurando la cantidad de años aprobados. De todos modos, en este trabajo se incluyen estas variables como control, y la presentación de los resultados se hace sólo con el objetivo de compararlos con los obtenidos en la literatura previa y aportar, en algunos casos, a la interpretación global del comportamiento de los jóvenes respecto a la asistencia. De haber endogeneidad, el estimador es inconsistente, y la interpretación presentada no sería válida.

¹⁵⁹ Debe recordarse que todos los jóvenes mayores de 18 años se encuentran por definición rezagados.

alternativa al ciclo medio de enseñanza tradicional, y/o también estar explicado por factores de oferta (como las características de estos centros educativos, tamaño de las aulas, planes de estudio, entre otros).

Tabla resultados 2. Variables del hogar – modelo base 1.2

variables del hogar	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 95%		media
ingsin~v	0,12162	0,00281	43,29000	0,00000	0,11611	0,12712	8,35958
adued9	0,15250	0,00330	46,27000	0,00000	0,14604	0,15896	0,40157
hogext	-0,07148	0,00334	-21,37000	0,00000	-0,07803	-0,06493	0,34042
numninos	-0,02189	0,00146	-15,02000	0,00000	-0,02474	-0,01903	0,85816
madre	0,04211	0,00724	5,82000	0,00000	0,02792	0,05630	0,95278
padre	-0,00606	0,00376	-1,61000	0,10700	-0,01343	0,00132	0,78393

Las estimaciones de los efectos de las variables asociadas a características del hogar también se muestran acordes a los trabajos empíricos para Uruguay (y en general similares a los de la región): el ingreso del hogar es un determinante importante de las decisiones de asistencia, con una relación positiva (a mayor ingreso, mayor probabilidad de asistencia), actuando en igual sentido la presencia de algún adulto con más de nueve años de educación en el hogar (aumenta la probabilidad de que el joven asista en más de 15 puntos porcentuales), y la presencia de la madre en el mismo (cerca de 5 puntos). Cabe destacar, respecto al ingreso, que este resultado es el esperable en un contexto de restricciones al crédito, de acuerdo a los supuestos establecidos en la sección III.

En particular, resulta interesante comentar algunos de los resultados obtenidos en la especificación 1.6, en la que se estiman múltiples interacciones de las variables explicativas. La variable que interactúa el PIB y el ingreso particular de cada hogar (excluyendo el salario del joven) es significativa al 1% y positiva, lo que sugiere que el efecto contracíclico sobre la asistencia es más atenuado en los hogares de mayores recursos (ante fases expansivas los jóvenes de estos hogares no abandonan “tanto” como el resto, y ante fases recesivas no cabe esperar un cambio de comportamiento tan fuerte respecto a la asistencia como en los demás).

En sentido contrario incide la presencia de algún integrante del hogar por fuera del núcleo familiar (que no sea hijo/a, jefe/cónyuge), es decir, en hogares “extendidos” disminuye la probabilidad (en más de 7 puntos porcentuales) de que el joven asista a nivel medio de enseñanza. Por último, a diferencia del caso de la presencia de la

madre, la presencia del padre parecería no afectar las decisiones sobre educación de los jóvenes.

Respecto a las restantes variables de control, cabe destacar que las zonas resultan todas significativas y positivas, esto es, hay una mayor probabilidad de asistencia sólo por el hecho de no vivir en la zona clasificada como “zona5”, correspondiente a los departamentos de Colonia, San José, Canelones y Maldonado.

Tabla resultados 3. Trimestres y zonas – modelo base (1.2)

otras variables de control	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 95%		media
zon1	0,0556769	0,00401	13,87	0,0000	0,04781	0,063544	0,464726
zon2	0,0735995	0,00549	13,41	0,0000	0,062842	0,084357	0,099611
zon3	0,037656	0,00513	7,34	0,0000	0,0276	0,047712	0,135803
zon4	0,0281364	0,00603	4,67	0,0000	0,016321	0,039952	0,085719
trim1	-0,0224775	0,00445	-5,05	0,0000	-0,031205	-0,01375	0,249651
trim3	-0,0239853	0,00444	-5,41	0,0000	-0,032681	-0,015289	0,252793
trim4	-0,0274779	0,00481	-5,71	0,0000	-0,036912	-0,018044	0,247493

Las variables *dummy* de trimestres, por su parte, son significativas y negativas: el trimestre omitido sobre el que se realiza la comparación corresponde a los meses marzo-abril-mayo (cuando la asistencia tiende a ser máxima porque coincide con inicios de cursos). De esta manera, los vaivenes asociados a la estacionalidad del año (mayores picos de asistencia hacia mediados de año y menores en los restantes meses) quedan absorbidos con esta variable.

Las variables ficticias de años recogen efectos en el tiempo que no se explican por las variables asociadas a la coyuntura económica, al menos no por las explicitadas en estos modelos. De 1991 a 1993 estas variables tienen asociado un coeficiente significativo al 5% y positivo, lo mismo ocurre entre los años 1995 y 1997. A partir de 1998, estas variables son aún más significativas, lo que se mantiene hasta 2009 (último dato disponible). Desde 2002 a 2005, y en los dos últimos años, el efecto positivo asociado a estas variables *dummy* es significativamente superior a los “efectos-año” constatados antes de 1995.

Tabla resultados 4. Efectos de años y de generaciones – modelo base (1.2)

Otras variables de control	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 95%		media
coh72_75	0,0307961	0,00815	3,78	0,0000	0,014828	0,046764	0,159005
coh76_79**	0,0290712	0,01244	2,34	0,0190	0,004692	0,05345	0,178498
coh80_83	0,0152086	0,01696	0,9	0,3700	-0,018041	0,048459	0,171482
coh84_87	0,0107063	0,0215	0,5	0,6180	-0,03143	0,052843	0,168937
coh88_91	0,0136253	0,02585	0,53	0,5980	-0,037032	0,064283	0,138975
coh92_95***	0,0758391	0,02797	2,71	0,0070	0,021025	0,130653	0,064003
ani87	-0,005524	0,01514	-0,36	0,7150	-0,035202	0,024154	0,03634
ani88	-0,0060988	0,01736	-0,35	0,7250	-0,040115	0,027917	0,035982
ani89	-0,0015686	0,01874	-0,08	0,9330	-0,038307	0,03517	0,037316
ani90	0,022188	0,02116	1,05	0,2940	-0,019295	0,063671	0,038119
ani91**	0,0546007	0,02334	2,34	0,0190	0,008854	0,100348	0,038997
ani92**	0,0704763	0,02981	2,36	0,0180	0,012055	0,128897	0,039679
ani93**	0,076622	0,0344	2,23	0,0260	0,009192	0,144051	0,041445
ani94	0,0662774	0,04113	1,61	0,1070	-0,014344	0,146899	0,041607
ani95**	0,1063696	0,0415	2,56	0,0100	0,025024	0,187715	0,041575
ani96***	0,1230838	0,0403	3,05	0,0020	0,044094	0,202074	0,045948
ani97***	0,1457157	0,04329	3,37	0,0010	0,06086	0,230571	0,045053
ani98	0,1651637	0,04601	3,59	0,0000	0,074986	0,255341	0,044092
ani99	0,1836969	0,04457	4,12	0,0000	0,096347	0,271046	0,043721
ani00	0,2046444	0,04023	5,09	0,0000	0,125803	0,283486	0,045021
ani01	0,2335144	0,03472	6,73	0,0000	0,165465	0,301564	0,04472
ani02	0,251991	0,02898	8,7	0,0000	0,195191	0,308791	0,042965
ani03	0,2644981	0,02475	10,69	0,0000	0,215998	0,312998	0,043235
ani04	0,2847066	0,02516	11,32	0,0000	0,235403	0,33401	0,043782
ani05	0,270642	0,02976	9,09	0,0000	0,212306	0,328978	0,042674
ani06	0,2475435	0,03699	6,69	0,0000	0,175042	0,320045	0,04405
ani07	0,2573563	0,03879	6,63	0,0000	0,181334	0,333379	0,042422
ani08	0,2656678	0,04249	6,25	0,0000	0,182387	0,348948	0,04261
ani09	0,2878262	0,0398	7,23	0,0000	0,209824	0,365829	0,043022

Tomando en cuenta los factores generacionales que no son explicados por las otras variables del modelo, la pertenencia a las cohortes nacidas entre 1972 y 1975, 1976 y 1979 o entre 1992 y 1995 tiene un efecto positivo y significativo en términos de asistencia. Controlando por todas las otras variables del modelo, hay un efecto positivo en la asistencia por haber pertenecido a esas generaciones, que no fue recogido por las variables macroeconómicas incluidas. Las dos cohortes están separadas en el tiempo: la generación de quienes nacieron entre 1972 y 1975 está compuesta por los jóvenes que tenían entre 14 años en 1986 y 22 en el año 1997, es decir, son la generación que comenzó el liceo a la salida de la dictadura, y la siguiente (1976-1979), por los jóvenes que cumplieron 14 años a comienzos de la década de los noventa; mientras que la última cohorte (1992-1995) está compuesta por los jóvenes encuestados en los últimos años (2007-2009). Dados los intervalos de confianza (ver la Tabla 4), no puede afirmarse con un 95% de confianza que el efecto de la última generación sea mayor al de las otras dos (como lo sugiere el coeficiente del efecto marginal); sin embargo, sí puede decirse que el efecto de pertenecer a alguna de

estas cohortes aumenta la probabilidad de asistencia en al menos 3 puntos porcentuales respecto a los demás jóvenes.

¿Cómo podría interpretarse este efecto? Un cambio generacional puede estar asociado a factores socio-culturales, a cambios institucionales (como reformas de planes de estudio que afecten a algunas generaciones y otras no), o, desde una perspectiva más sociológica, a factores asociados con los ciclos políticos (el regreso a la democracia y los cambios de gobierno pueden afectar las expectativas a futuro – dentro de las cuales pueden estar los retornos esperados a la educación–) que afectan la trayectoria educativa de los jóvenes de algunas generaciones y que no están explicados por los vaivenes de la actividad económica ni por las restantes variables de control incluidas en el modelo. La interpretación de estos comportamientos que parecen estar asociados a cambios generacionales es compleja; aquí únicamente se presentan hipótesis que no se contrastan en este trabajo. Hay en este sentido camino por recorrer, tanto en la evaluación e incorporación de los retornos esperados (que si bien participan en el modelo de análisis no se incorporan explícitamente como variables explicativas) como en la identificación de estos comportamientos generacionales, lo que podría realizarse siguiendo los pasos de los trabajos existentes para Uruguay que trabajan con seudopaneles (Bucheli et al, 2000; Espino et al, 2009).

- Resultados de las variables macroeconómicas para el período 1986-2009

El efecto del PIB o del ciclo según las distintas especificaciones es significativo y los coeficientes asociados a estos regresores son de signo negativo, esto es, la asistencia parecería mostrar un comportamiento contracíclico a nivel medio de enseñanza para el período 1986-2009. Pero este efecto parece no ser perfectamente simétrico: la variable *dummy* que indica si el joven fue entrevistado en una fase recesiva del ciclo económico también resulta significativa y negativa. Esto puede interpretarse como un efecto más intenso del PIB en momentos de auge (en donde disminuye la probabilidad de asistencia) que en momentos recesivos (en donde el aumento de la asistencia es más moderado). Sin embargo, esta atenuación del efecto del PIB sobre la asistencia sólo se comprueba para el período 1986-1996, en que los períodos recesivos fueron breves y relativamente moderados –el único año en que el PIB disminuye es 1995 y la contracción no alcanza el 2%¹⁶²–.

¹⁶² Esto podría indicar que la clasificación de las fases de manera binaria –fase recesiva o no-, sin tomar en cuenta su magnitud, puede estar complejizando la interpretación y que – considerando las salidas de la especificación 1.4 – expresa que las fases recesivas de los noventa no fueron lo suficientemente fuertes como para cambiar el signo del efecto asociado a las condiciones agregadas en ese período.

Tabla resultados 5. Efectos marginales de variables macroeconómicas – modelo base (1.2)

Variables macro	dy/dx ¹⁶³	Std. Err.	Z	P> z	[95% C.I.]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 95%		media
lnpibani	-0,5442906	0,12889	-4,22	0,0000	-0,796919	-0,291662	4,50405
faserec**	-0,0244347	0,00808	-3,02	0,0030	-0,04028	-0,00859	0,464699

Tabla resultados 6. Efectos marginales de variables macroeconómicas – modelo base (2.1)

Variables macro (modelo 2.1 con VI)	dy/dx	Std. Err.	Z	P> z	[95% C.I.]		X
	(ef. Marginal)	(Error estándar)	Valor estadístico	p-valor	intervalo de confianza al 95%		Media
salario*TE	-0,2286098	0,0385	-5,94	0,0000	-0,304074	-0,153145	5,70732
promedio ingresos	0,2191643	0,0358	6,12	0,0000	0,148999	0,289329	8,37047

Como puede observarse en la Tabla 5, el efecto marginal del PIB es de -0,54, lo que significa que un aumento de 10% en esta variable estaría asociado a una caída en la probabilidad de asistencia de 0,054 aproximadamente –dado que el PIB está expresado en logaritmos–. Esto podría ser reflejo, en términos del modelo de análisis de este trabajo, de una mayor intensidad del efecto sustitución por sobre el efecto ingreso (éste último eventualmente incluso reforzado por efectos retorno y calidad que no son incorporados explícitamente en las ecuaciones que tienen los mecanismos pero que actúen en igual sentido) sobre las decisiones de los jóvenes en términos de asistencia a nivel medio de enseñanza en Uruguay.

Se obtienen resultados coherentes en las ecuaciones que incorporan explícitamente estos mecanismos como regresores: en el modelo base 2.1 –estimando el costo de oportunidad mediante el método de variables instrumentales¹⁶⁴– ambos mecanismos resultan significativos y con los signos esperados –el costo de oportunidad tiene un efecto negativo en la asistencia, mientras que el ingreso promedio de los hogares tiene un efecto positivo (reflejando un “efecto ingreso” propio de una economía con restricciones al crédito)–. En particular, dado que ambas variables están expresadas en logaritmos (a precios constantes de 2006), el efecto de un incremento en 10% de los ingresos (reales) aumenta la probabilidad de asistencia en 2,2 puntos

¹⁶³ De aquí en más intérpretese dy/dx en el caso de las variables *dummy* como un cambio discreto de 0 a 1.

¹⁶⁴ Testeando la exogeneidad de los indicadores del costo de oportunidad para los jóvenes -con el procedimiento indicado en la sección VII- se confirma la sospecha de endogeneidad en el costo de oportunidad, rechazándose la hipótesis nula al 1% (el p-valor es de 0,0056, y el coeficiente de correlación estimado es 0,0524, indicando una correlación positiva de los errores de la forma estructural y de la reducida). Se estiman así las especificaciones instrumentando esta variable con el costo de oportunidad de los adultos, que se supone estrechamente vinculado a la de los jóvenes e independiente de las decisiones de asistencia. Sin embargo, la endogeneidad no se constata para algunos subgrupos, con los cuales se procede a estimar los modelos probit estándar: para las mujeres y para los jóvenes de 14 a 17 años (tanto promedio, como para hombres y mujeres).

porcentuales, mientras que un incremento de igual magnitud en el costo de oportunidad genera una caída de 2,3 puntos. Los dos efectos son importantes, lo que refleja, por un lado, la importancia del efecto sustitución –como ocurre en la mayoría de los casos– pero también la existencia de fuertes restricciones de crédito.

Respecto a la fase recesiva con signo negativo, este efecto parecería moderar el aumento esperado de la asistencia en fases contractivas. Al probar si este efecto compensatorio se registra efectivamente en la etapa de recesión y crisis más importantes –especificando el modelo 1.2 para dos subperíodos, 1986-1996 y 1997-2009–, los resultados muestran que la variable *faserec* no es significativa en ese período. Así, la significación de la variable y su efecto opuesto al del PIB podrían estar indicando una atenuación específicamente para el caso de las fases recesivas menores observadas en los años noventa, en los que la asistencia no se vio afectada.

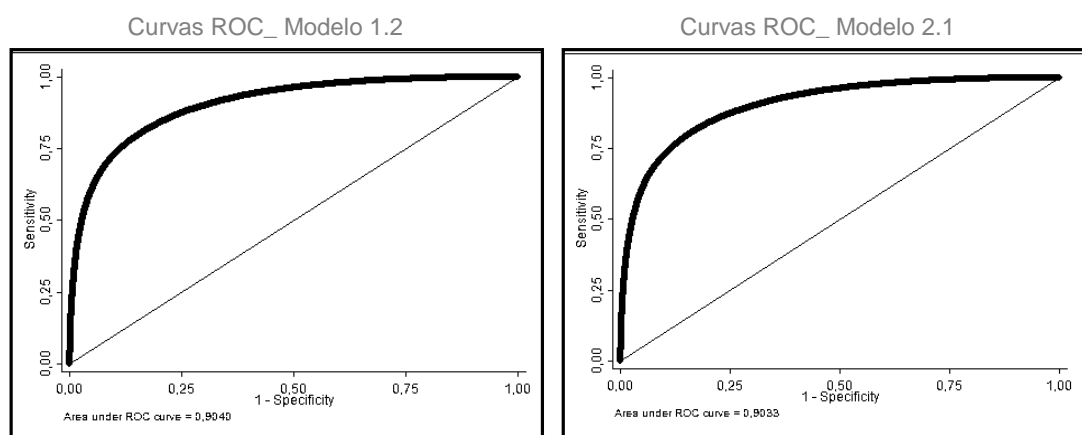
Tabla de resultados 7. Efectos marginales de variables macro por sub-períodos (modelo base 1.2)

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	%CC ¹⁶⁵
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
1986-1996	faserec*	-0,02802	0,0109	0,01000	-0,049378	-0,006666	75679	0,4146	81,65%
1997-2009	faserec (NS)	-0,02049	0,01249	0,10100	-0,044959	0,003985	114058	0,4496	82,93%

- Bondad de ajuste de los modelos base 1.2 y 2.1

Ambos modelos en términos generales muestran buenas propiedades para la predicción: para ambas especificaciones, más del 82% de los casos fueron bien clasificados, ajustando mejor el modelo en la clasificación de los jóvenes que asisten (casi 85%) que a los que no asisten (79%). También a partir del análisis de curvas ROC puede concluirse que ambos modelos se ajustan bastante bien a los datos disponibles. Diferenciando la capacidad predictiva para los casos positivos y negativos (jóvenes que asisten y no asisten, respectivamente), la sensibilidad en el modelo base para mecanismos es de 84,70% (84,59% para la especificación del PIB) y la especificidad es de 79,07% (79,12%). Esto quiero decir que ambos modelos tienen una capacidad predictiva similar. La gran mayoría de los regresores incluidos son significativos al 1% y el pseudo R2 es mayor a 0,4. Por último, respecto a las pruebas realizadas para testear la significación conjunta de las variables macroeconómicas incorporadas, se rechaza la hipótesis nula de no significación de este grupo –con un p-valor de 0,0000–, resultado que sugiere que las variables macroeconómicas

contribuyen a la comprensión de las decisiones de asistencia. Estas medidas pueden encontrarse junto con las salidas de los principales modelos, en el Anexo III.



VIII.2.2. Un análisis por subgrupos poblacionales¹⁶⁶

Evaluando el comportamiento por género y edades, se constata, tanto para el grupo de jóvenes de 14 a 17 años como para el de 18 a 22, que las variables macroeconómicas parecen explicar mejor el comportamiento de los hombres que el de las mujeres respecto a la asistencia a nivel medio de enseñanza. A su vez, los jóvenes de 18 a 22 años parecen ser los más afectados por los cambios en las condiciones económicas –lo que resulta acorde a los supuestos básicos de la teoría del capital humano–.

- Estimaciones de los modelos para hombres y mujeres

En las salidas del modelo base que contiene al PIB como variable macro –resultados muy similares se obtienen para los modelos que incluyen a los mecanismos como regresores–, la probabilidad de asistir por el hecho de ser mujer aumenta en 0,10 respecto a los hombres, controlando por los demás factores¹⁶⁷. Además, como puede verse en el Anexo III, las interacciones probadas entre género y algunas variables, sugieren que varias actúan con distinta intensidad para hombres y mujeres.

¹⁶⁶ Las diferencias en la cantidad de observaciones cuando se comparan para los distintos subgrupos la especificación 1.2 (PIB) y 2.1 (mecanismos) se deriva de que para estos últimos las estimaciones se realizan a partir de 1987. Esto es porque, a diferencia del PIB del que se dispone de una serie larga, las variables macroeconómicas ingreso y costo de oportunidad son construidas como promedios móviles 12 meses, y no se tienen los valores para 1985 porque la ECH de ese año se realizó sólo en Montevideo.

¹⁶⁷ Este es un resultado similar, aunque superior, al obtenido por Bucheli y Casacuberta (2009) en un estudio en base a la ECH de 2008 (7%).

La *dummy* que indica si el hogar del joven fue encuestado en una fase recesiva del ciclo económico, sigue presentando un signo negativo, aunque es significativa al 5% para los hombres y sólo al 10% para las mujeres –seguiría actuando como señalado previamente, compensando el efecto contracíclico en las fases de pequeñas recesiones de los años noventa, que no fueron lo suficientemente fuertes como para generar un cambio en la tendencia de las tasas de asistencia–.

Respecto al PIB, como puede observarse en la Tabla 11, esta variable resulta significativa para explicar las decisiones de los hombres, y el efecto marginal es de -0,78. El modelo predice así que ante aumentos de 10% en el PIB, la probabilidad de asistencia para los hombres de entre 14 y 22 años disminuye en 7,8 puntos porcentuales. Para el caso de las mujeres, sin embargo, el coeficiente asociado a esta variable no es significativo. Este resultado es similar al obtenido por Card y Lemieux (2000), que señala la menor elasticidad de las mujeres al ciclo económico en Estados Unidos.

Tabla de resultados 11. Efectos marginales de la especificación 1.2 para hombres y mujeres

	Variable s macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I]		n	Pseudo R2	% CC ¹⁶⁸
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Hombres	Inpibani	-0,7826431	0,18285	0,000	-1,14101	-0,424272	100083	0,4266	81,79%
	faserec**	-0,0267162	0,01158	0,021	-0,049415	-0,004017			
Mujeres	Inpibani (NS)	-0,2647889	0,17424	0,129	-0,606291	0,076713	89654	0,434	83,12%
	faserec*	-0,0193515	0,01079	0,073	-0,0405	0,001797			

Tabla de resultados 12. Efectos marginales de la especificación 2.1 por sexo

	Variables macro	Dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Hombres (VI) ¹⁶⁹	salario*TE	-0,3193	0,0530	0,0000	-0,423057	-0,215494	97473		81,87%
	promedio ingresos	0,3075	0,0486	0,0000	0,21232	0,402635			
Mujeres	salario*TE	-0,0596	0,0090	0,0000	-0,0772	-0,0421	87178	0,43323	83,02%
	promedio ingresos*	0,0532	0,0123	0,0000	0,0285	0,0778			

¹⁶⁸ Aunque el modelo utilizado parece predecir de mejor manera el comportamiento de asistencia de las mujeres, especialmente de las que asisten (la sensibilidad del modelo para ellas es de 87,54%, mientras que para los hombres es de 81,91%¹⁶⁸), esto no guarda relación con la capacidad explicativa de las variables macroeconómicas, ya que depende del punto de corte utilizado (en todos los casos, éste es 0,5, lo que implica que los aciertos serán mejor predichos para los subgrupos que presentan una mayor tasa de asistencia).

¹⁶⁹ Cabe aclarar que las diferencias en las magnitudes de los efectos podrían estar influenciadas por los distintos métodos de estimación utilizados (con y sin variables instrumentales). De todos modos, al realizar las estimaciones sin instrumentar el costo de oportunidad, estas diferencias relativas se mantienen, aunque la brecha se reduce.

La diferencia en la capacidad explicativa del PIB para la asistencia de hombres y mujeres podría explicarse tanto por una mayor intensidad del efecto costo de oportunidad para los hombres –como identifica López Bóo (2010) para Argentina–, como por un efecto ingreso mayor para las mujeres (por ejemplo, derivado de un efecto de *added-worker*); o también por un resultado mixto: un efecto más débil de ambos efectos que compense (y anule) el efecto directo del PIB. Los resultados de las estimaciones muestran que ambos efectos operan tanto para hombres como para mujeres, por lo que la no significación del PIB en las mujeres podría explicarse por la anulación de ambos efectos o por la compensación de estos efectos con otros asociados al paso del tiempo (como en las *dummy* de años o cohortes). Para los hombres (instrumentando la variable costo de oportunidad dado que resulta endógena) y para las mujeres (*probit* estándar porque no se detectan problemas de endogeneidad) el efecto sustitución opera con un nivel de significación del 1% y un signo negativo asociado, aunque resulta significativamente más intenso para los hombres, quienes tienen un comportamiento más elástico frente a los cambios de coyuntura económica, y sobre todo son más susceptibles a cambios en el costo de oportunidad de estudiar. Lo mismo sucede con el efecto ingreso, para ambos casos el signo es positivo (también, como supone el modelo) con la única diferencia de que es más fuerte para los hombres.

Un aumento de 10% en el salario potencial de los jóvenes varones (en términos reales) explicaría una caída en la probabilidad de asistir de más de 3 puntos, mientras que para las mujeres este impacto es mucho más reducido: 0,6 puntos.

Parte de la explicación de las diferencias obtenidas en las estimaciones de los modelos por separado radica en la relevancia de las variables asociadas al hogar y el individuo para explicar la asistencia: por ejemplo, la cantidad de niños que hay en el hogar incide negativamente en ambos casos, pero con mayor intensidad para las mujeres, lo que puede asociarse con una distribución desigual por género de las tareas domésticas (en particular, el cuidado de hermanos menores o incluso hijos¹⁷⁰). El efecto marginal asociado al número de niños menores de 14 años es de -0,025 para las mujeres (-0,016 para los hombres), mientras que la variable que indica si el hogar es extendido (por presencia de integrantes no miembro del núcleo reducido –

¹⁷⁰ Resultaría interesante incluir como variable de control la maternidad y paternidad de estos jóvenes. Bucheli y Casacuberta (2009) en su estudio realizado para 2008 encuentran un efecto importante de estas variables en las decisiones de asistencia y participación en el mercado laboral para las mujeres especialmente. Sin embargo, esta variable no está disponible para todo el período de estudio por lo que en el presente análisis no se incluye como regresor.

jefe/cónyuge/hijos-) tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia de 1 punto porcentual para ellas (y sólo -0,4 para los hombres).

Por otra parte, puede distinguirse un efecto relacionado con el ciclo de vida, que indica una menor probabilidad de asistencia para edades mayores (a partir de los 19 años) en el caso de las mujeres, controlando por los demás factores. Con un 95% de confianza se distingue una diferenciación del efecto edad que se va profundizando conforme esta aumenta para hombres y mujeres. Ello podría también explicarse por diferencias en los roles tradicionales de género, y porque las mujeres tienden a rezagarse menos en la trayectoria por la educación media. Los efectos diferenciados de los años de educación parecen apuntar en la misma dirección: el incremento de la probabilidad de asistencia a partir de finalizado el ciclo básico (nueve años de educación en total, tres de enseñanza media), potencialmente asociado al fenómeno de “carrera de largo aliento” de la enseñanza media, es notablemente superior en los hombres. Una explicación posible radica en que los retornos de la educación para los hombres son mayores que para las mujeres para todos los niveles educativos, pero el diferencial es más pronunciado cuanto mayor el nivel (Sanromán, 2006). Esto implica que el premio a la asistencia incrementa mucho más con los años de educación para los hombres que para las mujeres, afectando así los beneficios esperados de la inversión en educación y por tanto su demanda.

Para las mujeres sólo se evidencian efectos año entre 2001 y 2009, positivos, lo que también muestra el mejor ajuste que tiene el modelo –presumiblemente a través de las variables microeconómicas– para explicar la asistencia de las mujeres a nivel medio de enseñanza. Los hombres, por su parte, tienen más años con coeficiente significativos: desde 1991 hasta 2009 hay un efecto positivo y significativo (91 y 94 sólo al 5%), lo que implica que las variables macroeconómicas que inciden en su comportamiento predicen una menor asistencia de la que realmente se evidencia. En particular, es en los años de la crisis que se da un efecto particularmente diferenciado entre sexos: con un nivel de confianza de 95% se puede distinguir un mayor efecto positivo en la asistencia para los hombres que en las mujeres.

■ Comportamiento diferenciado por rangos de edad

Una última aproximación por subgrupos poblacionales se realiza contemplando dos rangos de edades: los jóvenes de entre 14 y 17 años y aquellos que tienen entre 18 y 22 años de edad. También, por un efecto ciclo de vida (el respaldo social de la

decisión de asistir disminuye con la edad, al igual que los retornos esperados de la educación –por el simple hecho de que la vida es finita–, y el costo de oportunidad se eleva) podría esperarse que los comportamientos de asistencia en relación a las variables macroeconómicas sean distintos para ambos grupos etarios, especialmente teniendo en cuenta que los jóvenes pertenecientes al segundo subgrupo se encuentran en su gran mayoría rezagados (ya que la edad para la completitud “en tiempo” de la enseñanza media se encuentra entre los 17 y los 18 años, según la fecha de nacimiento).¹⁷¹

Como puede observarse en la Tabla 13, los niveles de actividad económica (representados por el PIB) inciden negativamente en la asistencia para ambos rangos de edad, aunque no puede diferenciarse en qué caso este efecto es más intenso (los intervalos de confianza al 95% se solapan). Sin embargo, sí hay una diferencia importante del efecto costo de oportunidad: éste parecería ser mayor para el subgrupo de los mayores, tal como predice la teoría del capital humano y el modelo de análisis de este trabajo. En cuanto a la capacidad predictiva de las ecuaciones especificadas, el modelo predice mucho mejor la asistencia de los más jóvenes, que asisten más (con una sensibilidad del 94,55%), y bastante peor la no asistencia (con una especificidad del 53%¹⁷²); mientras que la situación opuesta se da para los mayores, que asisten menos (con una sensibilidad y especificidad del 54,79 y 89,79% respectivamente).

Tabla de resultados 13. Efectos marginales de la especificación 1.2 por rangos de edad

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
14-17 años	Inpibani	-0,3240655	0,10266	0,002	-0,525281	-0,12285	108288	0,3600	85,73%
	faserec (NS)	-0,0098423	0,00639	0,123	-0,022364	0,002679			
18-22 años	Inpibani	-0,4216574	0,15524	0,007	-0,725932	-0,117383	81499	0,2832	78,73%
	faserec	-0,0263891	0,00972	0,007	-0,04544	-0,007339			

¹⁷¹ Como ya fue señalado, para los jóvenes de 14 a 17 no se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad de la variable costo de oportunidad, por lo que las estimaciones se realizan sin acudir a los *ivprobit*.

¹⁷² Estas pruebas se realizan considerando el punto de corte en 0,5.

Tabla de resultados 14. Efectos marginales de la especificación 2.1 por rangos de edad

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
14-17 años	salario*TE	-0,0361	0,0050	0,0000	-0,0460	-0,0263	105300	0,3613	85,84%
	promedio ingresos	0,0427	0,0072	0,0000	0,0286	0,0568			
18-22 años (VI)	salario*TE	-0,2866	0,0469	0,0000	-0,3785	-0,1947	79351		78,62%
	promedio ingresos*	0,2606	0,0424	0,0000	0,1776	0,3436			

Respecto a las variables *dummy* que buscan recoger efectos temporales sobre la asistencia no absorbidos por las variables macroeconómicas –las que son incluidas como regresores–, los jóvenes de 14 a 17 registran efectos positivos desde 1995. Para los mayores, se registra un efecto positivo asociado a los años recién desde 2001, hasta 2009, y al 5%. Esta diferencia podría explicarse por cambios institucionales en el período; una posibilidad es que refleje el impacto de la reforma del año 1996, que podría haber afectado a los jóvenes de menor edad puesto que fue implementada para ciclo básico. Para los jóvenes de 18 a 22 también podría estarse observando un posible efecto del plan, para aquellos que tienen entre 14 y 17 años de edad luego de la reforma, y tienen entonces 18 o más sobre el comienzo de la década del 2000.

- Jóvenes del rango etario 14-17

Dentro de este subgrupo, se verifica el comportamiento global: hay un efecto negativo y significativo del PIB en las decisiones de asistencia de los hombres, y ningún efecto de esta variable sobre las mujeres.

Tabla de resultados 16. Efectos marginales de la especificación 1.2 para el rango de edad 14-17

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Mujeres 14-17	Inpibani (NS)	-0,197303	0,12659	0,119	-0,445416	0,05081	54105	0,3662	87,71%
	faserec*	-,0131588	0,00781	0,092	-,028472	0,002154			
Hombres 14-17	Inpibani	-0,4536828	0,16214	0,005	-0,771478	-0,135888	54183	0,3518	83,84%
	faserec	0,0313	0,00919	0,001	0,013303	0,049339			

Al igual que lo que sucede a nivel promedio para este grupo etario, también se constatan efectos ingreso y sustitución en ambos casos (al 1%), que actúan sobre las decisiones de asistencia con los signos esperados. Consistentemente con los

resultados obtenidos hasta aquí, el efecto marginal (en valor absoluto) del costo de oportunidad es significativamente mayor para los hombres que para las mujeres: un aumento del 10% de esta variable generaría *ceteris paribus* una caída de 0,6 puntos en la probabilidad de asistir para los hombres que tienen entre 14 y 17, cifra que se reduce a 0,2 para las mujeres. Por su parte, la magnitud del impacto positivo de los ingresos para ambos sexos es menos diferenciado.

Tabla de resultados 16. Efectos marginales de la especificación 2.1 para el rango de edad 14-17

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Mujeres 14-17	salario*TE	-0,0181	0,0062	0,0030	-0,0302	-0,0061	52580	0,3658	87,75%
	promedio ingresos	0,0280	0,0089	0,0020	0,0106	0,0454			
Hombres 14-17	salario*TE	-0,0565	0,0081	0,0000	-0,0723	-0,0408	52720	0,3542	83,96%
	promedio ingresos*	0,0578	0,0114	0,0000	0,0354	0,0801			

Los efectos de año en ambos casos comienzan a ser significativos a mediados de los noventa, tal como se registra a nivel promedio en la población de este grupo de edad. Sin embargo, para los hombres estos efectos comienzan a percibirse antes: los años 1995 y 1996 tienen un coeficiente significativo al 5% y positivo, y a partir de 1997 hasta 2009 lo son con igual sentido a cualquier nivel de significación, mientras que para las mujeres estos efectos se constatan recién desde 1998. Nuevamente, una posible interpretación de estos efectos, que parecen apuntar a factores temporales ajenos a las variables macroeconómicas incorporadas, podría estar dada por el impacto del nuevo plan implementado en ciclo básico en 1996.¹⁷³

- Jóvenes del rango etario 18-22

Las diferencias en las reacciones de hombres y mujeres frente a los cambios en las condiciones agregadas también se da para los jóvenes de entre 18 y 22 años de edad: como sucedía para los más jóvenes, los efectos marginales de las variables macroeconómicas (PIB y fase recesiva) son significativos y de los signos esperados para los hombres y no para las mujeres. De todos modos, comparando con las

¹⁷³ Esta explicación, sin embargo, parecería debilitarse considerando los efectos de año que resultan de las especificaciones que contienen a los mecanismos de transmisión y no al PIB. Para ambos casos, hay menos años que tienen asociado un coeficiente significativo (lo que podría explicarse por una mejor capacidad explicativa de las variables macroeconómicas incorporadas en estos modelos), y recién se evidencian efectos positivos a partir de 2002.

jóvenes del rango 14-17, las mujeres mayores de edad parecen verse más afectadas por los mecanismos de transmisión: los efectos marginales del costo de oportunidad y del promedio de ingresos de los hogares son significativamente superiores en magnitud para estas últimas. Para los jóvenes varones se verifica la misma diferenciación en cuanto a los mecanismos, por más que su interpretación debe realizarse con precaución, ya que las estimaciones se realizan en uno de los casos mediante el método de variables instrumentales (para los mayores de edad).

Tabla de resultados 17. Efectos marginales de la especificación 1.2 para el rango de edad 18-22

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Mujeres 18-22	Inpibani (NS)	-0,1067587	,25345	0,674	-0,603518	0,39	35549	0,2894	77,57%
	faserec	-,0132506	0,0158	0,402	-0,044214	0,017713			
Hombres 18-22	Inpibani	-2,132101	,652019	0,001	-3,410035	-0,8541678	45900	0,2767	80,00%
	faserec	-0,113066	,0409807	0,006	-0,1933866	-,0327454			

Tabla de resultados 18. Efectos marginales de la especificación 2.1 para el rango de edad 18-22

	Variables macro	dy/dx	Std. Err.	P> z	[95% C.I.]		n	Pseudo R2	% CC
		(ef. Marginal)	(Error estándar)	p-valor	intervalo de confianza al 95%				
Mujeres 18-22	salario*TE	-0,0876	0,0139	0,0000	-0,1148	-0,0604	34598	0,2887	77,42%
	promedio ingresos	0,0554	0,0188	0,0030	0,0186	0,0923			
Hombres 18-22 -VI-	Salario*TE	-0,3356	0,0561	0,0000	-0,4456	-0,2256	44753		79,93%
	promedio ingresos*	0,3197	0,0503	0,0000	0,2212	0,4183			

Una posible explicación de la diferenciación en el comportamiento entre hombres y mujeres para el rango etario 18-22 podría deberse a que las mujeres tengan un comportamiento más estrechamente relacionado con las características del hogar al que pertenecen, ya que su reacción frente a cambios de coyuntura parece ser menor. Para ellas el efecto marginal asociado a las variables que podrían identificarse con mayores responsabilidades en el hogar –el número de niños menores de 12 años y la presencia de otros integrantes del hogar fuera del núcleo familiar directo– es significativamente más alto que para el resto de los subgrupos considerados, como se observa en la Tabla 19.

Tabla de resultados 19. Algunas variables microeconómicas para los distintos subgrupos.

	hombres 14-17				mujeres 14-17			
	Ef marginal	P-valor	[95% Conf. Interval]		Ef marginal	P-valor	[95% Conf. Interval]	
rezagado*	-0,0829297	0,000000	-0,096795	-0,069064	-0,0541212	0,000000	-0,065853	-0,04239
ingsin~v	0,0861638	0,000000	0,079217	0,093111	0,0465501	0,000000	0,041349	0,051751
adued9*	0,1002737	0,000000	0,091992	0,108556	0,0712858	0,000000	0,064805	0,077767
hogext*	-0,0112112	0,009000	-0,019613	-0,002809	-0,0436364	0,000000	-0,050429	-0,036844
numninos	-0,0080562	0,000000	-0,011324	-0,004789	-0,0089024	0,000000	-0,011287	-0,006518
madre*	0,043204	0,000000	0,023719	0,062689	0,0286858	0,00100	0,011789	0,045583
padre*	0,0019957	0,681000	-0,007527	0,011518	0,0089423	0,01500	0,001706	0,016179
zon1*	0,0358199	0,000000	0,026231	0,045409	0,0151542	0,000000	0,007655	0,022653
zon2*	0,0405893	0,000000	0,028906	0,052272	0,0097365	0,04600	0,000158	0,019315
zon3*	0,0242913	0,000000	0,012642	0,035941	0,0066906	0,14900	-0,002398	0,015779
zon4*	0,0190007	0,005000	0,005617	0,032384	0,0121398	0,02700	0,001377	0,022903
	hombres 18-22				mujeres 18-22			
rezagado*	-0,1173882	0,000000	-0,15284	-0,081936	-0,1415436	0,0000	-0,179707	-0,10338
ingsin~v	0,1077373	0,000000	0,099403	0,116072	0,0929534	0,0000	0,082333	0,103573
adued9*	0,1280395	0,000000	0,11743	0,138649	0,1350125	0,0000	0,121017	0,149008
hogext*	-0,0359312	0,000000	-0,045679	-0,026183	-0,1216228	0,0000	-0,134361	-0,108884
numninos	-0,0148634	0,000000	-0,020347	-0,009379	-0,0338462	0,0000	-0,040301	-0,027392
madre*	0,0095643	0,320000	-0,009281	0,02841	0,0386324	0,0030	0,01332	0,063945
padre*	-0,0178969	0,002000	-0,029292	-0,006502	-0,0183736	0,0120	-0,03267	-0,004078
zon1*	0,060596	0,000000	0,048411	0,072781	0,0511229	0,0000	0,034884	0,067362
zon2*	0,1037412	0,000000	0,081974	0,125508	0,0969142	0,0000	0,070955	0,122873
zon3*	0,0346941	0,000000	0,01705	0,052338	0,0493793	0,0000	0,026927	0,071831
zon4*	-0,0027463	0,779000	-0,021943	0,016451	0,0618525	0,0000	0,035008	0,088697

Por otra parte, el ingreso de cada hogar –sin considerar el aporte de los jóvenes que trabajan– resulta significativo y positivo para los cuatro subgrupos, como era de esperar, considerando que es uno de los factores más importantes evidenciados en los trabajos empíricos sobre el tema (y también desde el marco teórico del capital humano, que establece que cuanto mayores recursos tenga el hogar, podrá acceder a mayores fondos para enfrentar los costos de educarse). En particular, este parecería ser un factor de especial influencia en los hombres de 18 a 22 años: un hogar con un 10% más de ingresos que otro genera en estos jóvenes una probabilidad en 0,11 puntos más alta de asistir para el joven que proviene del hogar con mayores recursos. Los otros efectos pueden observarse en la Tabla 19.

Por último, la condición de estar rezagado parece pesar más en los hombres de 14 a 17 que para las mujeres de igual edad (implicando un descenso de 0,8 vs 0,5 puntos de la probabilidad de asistencia); y respecto a los efectos regionales, se destaca que en todos los casos hay una mayor probabilidad de asistencia para las zonas 1 a 4 respecto a la zona 5 (Colonia, San José, Canelones y Maldonado) –exceptuando los hombres de 18 a 22, para los que el hecho de vivir en la zona 4 (Soriano, Flores, Florida, Lavalleja y Rocha) tendría asociada una menor probabilidad estimada de asistir–.

VIII.3. Cuadros resumen

Tabla de resultados 20. Síntesis resultados de modelos base.

	TODOS	HOMBRES	MUJERES	14-17	18-22	H 14-17	M 14-17	H 18-22	M 18-22
Pseudo R ²	0,4321	0,4266	0,434	0,36	0,2832	0,3518	0,3662	0,2767	0,2894
Log PIB (Efecto marginal)	-0,5443	-0,7826	NS	-0,3241	-0,4217	-0,4537	NS	-0,6287	NS
Cohortes	72-75, 76-79**, 92-95 positivas	72-75**, 92-95* positivas	72-75, 76-79**, 92-95** positivas	NS	72-75, 76-79, 80-83, 84-87**, 88-91* positivas	72-75** positiva	NS	NS	todas significativas positivas
Años	1991-1993, 1995-2009 positivos	1991-2009 positivos	2001-2008 positivos	1992-1993, 1995-2009 positivos	2000-2009 positivos	1996-2009 positivos	2000-2009 positivos	1991-2009 positivos	NS
Fase recesiva	-0,0244	-0,0267**	-0,0193*	NS	-0,0264	NS	-0,0132*	-0,0332	NS
Predicción	0,6505	0,5754	0,7265	0,8805	0,2632	0,8473	0,9091	0,2225	0,3189
Sensitividad	84,6%	81,9%	87,5%	94,6%	54,8%	93,0%	96,0%	49,0%	62,2%
Especificidad	79,1%	81,7%	75,4%	53,0%	89,8%	55,7%	49,8%	92,0%	86,4%
Correctamente clasificados	82,3%	81,8%	83,1%	85,7%	78,7%	83,8%	87,7%	80,0%	77,6%
	TODOS	HOMBRES	MUJERES	14-17	18-22	H 14-17	M 14-17	H 18-22	M 18-22
Pseudo R2	-	-	0,4332	0,3613	-	0,3542	0,3658	-	0,2887
Cohortes	72-75, 76-79**, 92-95 positivas	72-75**, 92-95* positivas	72-75, 76-79**, 80-83*, 92-95 positivas	72-75* positiva	72-75, 76-79, 80-83, 84-87**, 88-91** positivas	72-75* positiva	NS	NS	todas significativas positivas
Años	1988, 1990-2001, 2003-2009 negativos	1992-1996, 1999-2004, 2006-2009 negativos	1989-1990, 1992-2000 negativos	1993-1994 negativos, 2001-2009 positivos	1990-2009 negativos	1994 negativo, 2002-2005 y 2009 positivos	1994 negativo, 2001-2005 positivos	1992-1994, 1996-2009 negativos	1987, 1990-2009 negativos
EFFECTO SUSTITUCIÓN (promsal*TE)	-0,2286	-0,3193	-0,0596	-0,0361	-0,2866	-0,0565	-0,0181	-0,3356	-0,0876
EFFECTO INGRESO (Prom Y hog)	0,2192	0,3075	0,0532	0,0427	0,2606	0,0578	0,028	0,3197	0,0554
Sensibilidad	84,6%	82,0%	87,5%	94,6%	55,6%	93,0%	96,0%	50,4%	62,4%
Especificidad	79,0%	81,7%	75,1%	53,1%	89,3%	55,9%	49,6%	91,4%	86,1%
Correctamente clasificados	82,3%	81,9%	83,0%	85,8%	78,6%	84,0%	87,8%	79,9%	77,4%
Test de Wald de exogeneidad - p-valor	0,0003	0,0001	0,4099	0,3907	0,0001	0,2284	0,4714	0,0000	0,4413

VIII.4. Interpretación de los resultados obtenidos en base a las hipótesis planteadas

Las decisiones de inversión en capital humano pueden verse afectadas por cambios en las condiciones económicas agregadas, y la asistencia a instituciones educativas es una de las dimensiones en las que pueden evidenciarse los resultados de estos efectos. En Uruguay, para el período 1986-2009, el comportamiento en términos promedio es de tipo contracíclico: las fases recesivas generan una mayor demanda de educación por parte de los jóvenes y sus familias, mientras que las etapas de crecimiento económico provocarían mayores niveles de deserción, *ceteris paribus*. Consistentemente con las relaciones entre variables presentadas en el modelo de análisis, este resultado contracíclico resulta de un balance entre los efectos sustitución e ingresos, con un mayor peso del primero sobre el segundo. También, en la línea de los resultados que se esperaban conforme a los trabajos empíricos previos para Uruguay y la región, el efecto de los cambios en el PIB parece ser más pronunciado en los hogares de menores recursos, y esto se desprende del coeficiente positivo asociado a la interacción entre esta variable y la que representa el ingreso de cada hogar (especificación 1.6, adjunta en el anexo III).

Respecto a la primera hipótesis auxiliar planteada, las estimaciones sugieren un comportamiento claramente diferenciado por género y edad en respuesta a los cambios en las condiciones agregadas. Aunque los efectos sustitución e ingreso son significativos tanto para hombres como para mujeres en términos generales, ambos efectos son más intensos para los hombres. Así, el comportamiento contracíclico evidenciado en términos promedio para la población general vendría determinado principalmente por las decisiones de los hombres, mientras que las mujeres parecen tomar decisiones menos influidas por estos cambios en la coyuntura económica –en línea con los resultados obtenidos para Argentina por López Bóo (2010) y para Estados Unidos y Canadá por Card y Lemieux (2000)–.

A su vez, entre los hombres de la muestra también se verifican comportamientos diferenciados por edad. Los jóvenes de 18 a 22 años –para quienes las estimaciones fueron realizadas instrumentando el costo de oportunidad por la misma variable pero construida para los adultos– reaccionan más ante cambios tanto en los salarios potenciales a los que pueden acceder como a las variaciones en los niveles de ingreso de los hogares. En términos globales, un incremento del PIB de 10% podría contraer la

asistencia de estos jóvenes mayores de edad en 21 puntos porcentuales, mientras que esta reducción sería de 4,5 puntos en el caso de los hombres de 14 a 17 años.

Por su parte, las mujeres presentan tasas de asistencia sistemáticamente más altas (el hecho de ser mujer incrementa en casi 10 puntos porcentuales la probabilidad de asistir, controlando por los demás factores), y su comportamiento parece estar menos incidido por las variables macroeconómicas (el coeficiente asociado al PIB en las especificaciones 1.2 estimadas para ellas no es significativo) y más incidido por variables asociadas con características de los hogares, como el número de niños en el hogar y si éste se trata de un hogar nuclear o extendido. También entre estas jóvenes, hay diferencias importantes por rangos de edad. En particular, y esto surge simplemente de la observación de las tasas de asistencia específicas, las mujeres más jóvenes (del rango 14-17) alcanzan en los últimos años registros que superan el 90%. Para este grupo, el efecto asociado al costo de oportunidad es prácticamente nulo (un incremento en los salarios potenciales de 10%, por ejemplo, disminuiría la probabilidad modelada de asistencia en apenas 0,2 puntos, incidencia que llega casi a un punto en el caso de las mujeres mayores de edad). Esta casi nula incidencia del efecto sustitución hace que en las mujeres de esta edad se verifique un balance distinto al que se verifica para la población a nivel promedio: el efecto marginal asociado al promedio de ingresos supera el efecto asociado al costo de oportunidad.

Por otra parte, del análisis descriptivo inicial se desprende que hay un grupo de jóvenes que parecerían tomar la decisión de no asistir independientemente de los cambios en las condiciones agregadas: los jóvenes que no estudian ni trabajan.¹⁷⁴ Ellos representan entre 15% y 20% del total de jóvenes en el período 1986-2009 y están concentrados en los primeros quintiles de ingreso. A su vez, dentro de los hogares pobres, esta situación la protagonizan las mujeres, situación que se revierte a partir del tercer quintil de la distribución de ingresos. Según el último dato disponible (2009), el 49% de estos jóvenes que no estudian ni trabajan, estando en condiciones de retomar estudios en secundaria porque no terminaron el ciclo y sí terminaron primaria, pertenecen al 20% de los hogares de menores ingresos.

Respecto a la segunda hipótesis auxiliar planteada, la intensidad y sentido en que operen los cambios en los niveles de actividad depende no sólo de cómo reaccionan los jóvenes ante los cambios en los ingresos, los salarios, las probabilidades de

¹⁷⁴ Esta interpretación de la aparente inelasticidad de los jóvenes que no estudian ni trabajan ante cambios en las condiciones agregadas podría confirmarse en estudios futuros a partir de la realización de estimaciones que contemplen las distintas alternativas que resultan de la combinación de decisiones de estudio y trabajo como el *logit* multinomial presentado por López Bóo (2010) para el caso de Argentina.

conseguir empleo, y los retornos (entre otras variables que pueden verse afectadas) sino también de cómo se traduzcan los cambios en las condiciones agregadas en estos mecanismos. No toda crisis afecta de igual manera las variables asociadas al mercado laboral, del mismo modo que no toda fase expansiva, por ejemplo, se traduce en iguales incrementos de los ingresos reales. Incluso puede haber, y este es el caso para Uruguay en parte del período considerado, crecimiento acompañado de caída de ingresos y salarios reales. Entonces, es preciso evaluar con cautela los resultados globales, y en particular observar de cerca cómo es que se ven afectados estos mecanismos. No debería esperarse que en toda crisis la tasa de asistencia tienda a aumentar como resultado de las estimaciones aquí presentadas. En este sentido, una crisis que genere una caída en los ingresos lo suficientemente grande como para compensar el efecto sustitución, podría resultar en una caída de la asistencia. Se puede realizar un razonamiento similar para el caso de una fase expansiva: si el incremento en los ingresos más que compensara el efecto asociado al costo de oportunidad, como parecería constatarse en los primeros y últimos años del período considerado, cabría esperar un aumento de la asistencia y esto no se contradice con el modelo de análisis ni con las estimaciones obtenidas.

Uruguay presenta, a grandes rasgos, dos etapas de crecimiento (1986-1998 y 2004-2009) y un período de fuerte contracción entre 1999 y 2003 (con una crisis en 2002 que generó una caída de 7,5% del PIB en un año). Este período recesivo es de tal magnitud que recién en 2006 se recuperan los niveles de actividad –medidos a través del PIB– de 1998. Aunque a grandes rasgos puede evidenciarse un comportamiento espejado entre la asistencia y el PIB, y pese a la obtención de resultados globales de las estimaciones de los modelos consistentes con este comportamiento contracíclico, hay dos períodos concretos en que los niveles de actividad económica y la asistencia se mueven en igual sentido.

En los primeros años (1986-1990) –período que registra un crecimiento promedio anual del PIB de 3,6%–, el costo de oportunidad de los jóvenes aumenta moderadamente (a impulso del aumento de los salarios), mientras que el incremento real del promedio de ingresos (de un 30% en estos cinco años) es marcadamente superior. Algo similar ocurre en los últimos años (2008-2009): el crecimiento económico se traduce en mayores incrementos de los ingresos que del salario potencial al que pueden acceder los jóvenes –que incluso muestra una leve caída–. Además, en el modelo de análisis presentado en la sección III se introducen otros dos factores que pueden actuar reforzando el efecto ingreso, pero que no fueron

incorporados explícitamente como regresores en las estimaciones: los retornos esperados a la educación y los factores de oferta asociados a la calidad educativa del sistema de enseñanza media. En este sentido, el efecto positivo encontrado en las cohortes de los extremos del período podría indicar un cambio generacional asociado a expectativas, más aún si se tiene en cuenta que son generaciones que cursan estos años de secundaria en momentos de cambios históricos del ciclo político (vuelta a la democracia, y primer gobierno de un partido no tradicional). A su vez, el nuevo régimen de Asignaciones Familiares (AFAM) en 2008 –dirigido a promover la asistencia de los jóvenes de esta cohorte en particular, provenientes de hogares de bajos recursos–, y una serie de programas de becas y estímulos monetarios a estudiantes de bachillerato con pocas asignaturas pendientes implementados en los últimos años también podrían ser una explicación de este efecto,¹⁷⁵ así como de los efectos positivos de año registrados en estos años.

Pero estos efectos significativos y positivos de año se registran desde mediados de los años noventa. Posibles explicaciones podrían encontrarse en los cambios institucionales a nivel de oferta educativa en ese período: la implementación del Plan Piloto de 1996, y su expansión gradual y siguientes reformulaciones, que los antecedentes para Uruguay destacan como de gran influencia sobre los resultados educativos en la enseñanza media.¹⁷⁶ De todos modos, la explicación de estos efectos de año, así como los asociados a cohortes, no trasciende un ejercicio interpretativo ya que, en esencia, pueden entenderse como “cajas negras” compuestas por residuos que el modelo no puede explicar, asociados al paso del tiempo.¹⁷⁷

A grandes rasgos, los períodos de crecimiento económico generan mayores incentivos para abandonar los estudios, con la excepción de los subperíodos recién presentados en los que se evidencia un el patrón de comportamiento anómalo que puede explicarse tanto por diferencias importantes en la evolución de los mecanismos, como por efectos de cambios institucionales de distintos tipos, no necesariamente asociados a variaciones en las condiciones agregadas. Comprobando la simetría del efecto del ciclo para los resultados globales del período, en los años recesivos se evidencia un impacto positivo en la asistencia. De todas formas, se constata sólo un shock recesivo

¹⁷⁵ Como fue presentado en la sección V, en una evaluación ex post de este programa Castaings et al (2010) estima que las transferencias condicionadas de ingresos (AFAM) habrían tenido un impacto positivo en la asistencia a nivel de secundaria (de 7% para los jóvenes cuyos hogares solicitaron el beneficio). Por su parte, dentro de los programas que incentivan la asistencia y culminación del ciclo a través del Ministerio de Economía y Cultura puede destacarse el programa “Uruguay estudia”

¹⁷⁶ ANEP (2005), Furtado (2003), PNUD (2009).

¹⁷⁷ López Bóo (2008) y Schady (2004) utilizan una metodología similar –de incorporación de variables ficticias para la estimación de efectos asociados en el primer caso a reformas educativas, y en el segundo a un shock recesivo.

de gran magnitud y los restantes casos se corresponden con períodos de leves caídas en los niveles de actividad, en la primera mitad de la década de los noventa.

Resulta interesante destacar cómo las pequeñas fases recesivas de los años noventa no ocasionaron un cambio pronunciado en las tasas de asistencia, que continuaron disminuyendo pese a estas breves interrupciones del crecimiento de los niveles de actividad. Esto se podría explicar, en parte, por la brevedad de estos episodios que tuvieron poca repercusión en la evolución del costo de oportunidad y los ingresos promedio de los hogares¹⁷⁸. Por otra parte, en el período fuertemente recesivo de 1999-2003 la tasa de asistencia aumenta sostenidamente, al tiempo que se registra una caída del PIB de 2,9% promedio anual. Este shock contractivo se tradujo en una fuerte caída del costo de oportunidad (aún más pronunciada que la caída de los ingresos reales), lo que habría explicado –según el efecto marginal asociado al PIB– un aumento de la probabilidad de asistencia de 0,075. Sin embargo, el aumento efectivo de la asistencia fue de 0,098, lo que podría atribuirse a la influencia positiva de la reforma de mediados de los noventa. Otro fenómeno que podría verse como reflejo de estos cambios institucionales no explicitados en el modelo es la evolución de la proporción de rezagados entre los jóvenes de la muestra, que experimenta una caída muy fuerte a partir de 1996. Así, un shock recesivo, acompañado de factores de oferta no relacionados a los cambios en las condiciones agregadas, no habría tenido un efecto negativo en la demanda por educación, lo que permite clasificar a Uruguay (en términos del esquema que realizan F&S, 2009) junto con México, Brasil, Argentina, y en cierta medida Perú.

A continuación se presenta el cuadro resumen de los resultados obtenidos por los antecedentes que reseñan estos autores, y se completa con la evidencia aquí relevada para el caso de Uruguay.

¹⁷⁸ En este marco, se puede interpretar el resultado obtenido en la especificación 1.2 respecto a la variable *dummy* que indica si el joven fue encuestado en una fase recesiva del ciclo económico. El coeficiente negativo asociado a esta variable, corregiría las predicciones del modelo en base a las estimaciones del efecto del PIB, ya que en estos breves períodos recesivos no se evidencia un repunte de la asistencia.

Cuadro 14. Completando la fila de Uruguay en el esquema de F&S (2009)

País	Año de crisis	PIB en último año previo a la crisis	Tamaño del shock (en porcentaje de contracción acumulada en PIB per cápita)	Tamaño del shock (otros resultados)	Cambio en matriculación/asistencia (signo)
Brasil	1981-83	7.630	13,3		+
	1990-92	7.691	8,4		
México	1982-83	10.037	9	21,7% contracción en salario real	+
	1986	9.313	5,7		
	1995	9.809	7,9		
Argentina	1998-2002	10.974	21,7		+
Perú	1988-92	6.223	29,8	50% contracción en consumo per cápita (Lima)	+
				80% contracción en salario real (Lima)	
				7500% inflación	
Costa Rica	1980-82	6.158	14,3	50% contracción en salario real	-
Nicaragua	2000-02	2.357		27% contracción en consumo per cápita (áreas de cosecha de café)	+
Uruguay	1999-2003	9.751	16,7	21,9% contracción en salario real	+
				57% inflación	
				48% caída costo de oportunidad	
PIB per cápita, PPC (USD constantes internacionales 2005)					
Fuente: Banco Mundial (2010)					
Elaborado en base a Ferreira & Schady (2009)					

IX. REFLEXIONES FINALES

El modelo de análisis de este trabajo es una adaptación del marco de referencia propuesto por F&S (2009) para estudiar el impacto de los shocks recesivos en la demanda de educación. Los resultados obtenidos respecto al último período de recesión y crisis (1999-2003) sugieren que la abrupta caída del costo de oportunidad de estudiar habría incidido positivamente en las decisiones de asistencia a nivel medio de enseñanza, más que compensando el efecto negativo generado por la contracción de los ingresos familiares de estos jóvenes. El comportamiento contracíclico de la asistencia en este período permite clasificar a Uruguay en el esquema de F&S (2009) –basado en una síntesis de los resultados empíricos de la región– dentro del conjunto de países de ingresos medios de América Latina para los que el efecto de los shocks agregados contractivos sobre la matriculación o asistencia ha sido positivo –junto con Brasil, México, y Argentina–.¹⁷⁹

Según las estimaciones obtenidas de los modelos especificados para todo el período de estudio (1986-2009), la caída en los niveles de actividad durante este shock contractivo del cambio de siglo habría explicado gran parte del incremento de la asistencia verificado en esos años, pero no todo. En este caso, así como para otros subperíodos, se verifican efectos positivos asociados a las variables ficticias de año y a algunas cohortes, que no estarían asociados a cambios de coyuntura económica –o al menos, no a las variables macroeconómicas especificadas como regresores–.

La decisión de extender este estudio a un período de tiempo que no sólo abarca un shock contractivo sino también dos períodos expansivos y algunas fases recesivas de menor magnitud, complejiza la interpretación de los resultados, pero enriquece la perspectiva de análisis para explicar la evolución de la asistencia en los últimos 24 años. Las estimaciones de los modelos confirman la hipótesis orientadora: la asistencia presenta un comportamiento contracíclico para todo el período –y no sólo en el shock contractivo–, lo que se explicaría por una preponderancia del efecto sustitución (asociado al costo de oportunidad de estudiar) por sobre el efecto ingreso (asociado a las restricciones en el acceso al crédito). Uno de los resultados más destacables de esta extensión del análisis a las distintas fases del ciclo es que, precisamente, es en etapas de crecimiento económico que la asistencia se contrae,

¹⁷⁹ En el cuadro 14 se presenta la clasificación original realizada por F&S (2009), complementada por otros estudios reseñados aquí, y agregando los nuevos resultados para Uruguay.

por lo que el temor a los potenciales impactos negativos de las crisis en los procesos de acumulación de capital humano, no parecería justificarse.¹⁸⁰ En particular, los dos grandes retrocesos en términos de capacidad de retención de los jóvenes en el ciclo medio de enseñanza se dieron entre 1991 y 1994, y entre 2003 y 2007, ambos períodos de crecimiento económico importante.¹⁸¹

Sin embargo, la interpretación del comportamiento contracíclico de la asistencia que se registra a nivel promedio debe ser relativizada en al menos dos dimensiones: por un lado, el efecto de los cambios en las condiciones económicas agregadas no es uniforme, algunos jóvenes son más sensibles que otros ante estos cambios; y por otro, no siempre las fases recesivas se traducen en mayores incentivos a asistir (o a abandonar, en contexto de crecimiento económico).

Respecto al primer punto, si bien los efectos ingreso y sustitución resultan significativos para explicar el comportamiento tanto de los hombres como de las mujeres, los primeros muestran una reacción mucho más fuerte ante los cambios en las condiciones agregadas. Esta menor sensibilidad a los cambios de coyuntura económica se explica, en parte, por el mayor peso que tienen las características de los hogares en el comportamiento de las mujeres. Considerando el segundo punto, la existencia de períodos de crecimiento y aumento de asistencia –como la registrada a fines de los años ochenta y en los dos últimos años del período considerado– puede entenderse observando cómo actuaron los mecanismos de transmisión en esos períodos –repunte mucho más pronunciado de los ingresos que de los salarios potenciales de los jóvenes– y también considerando los efectos positivos de años y cohortes en esos años sobre la asistencia. Estos efectos positivos (registrados, a grandes rasgos, desde mediados de los noventa) pueden asociarse a ciertos cambios relacionados con la oferta educativa –siguiendo a los trabajos empíricos previos realizados para Uruguay–¹⁸², así como a cambios por el lado de la demanda. En particular, el incremento de la asistencia en los dos últimos años (particularmente pronunciado para los hogares de los primeros quintiles de la distribución de ingreso) parecería asociarse al efecto del nuevo régimen de asignaciones familiares;¹⁸³ y el registrado hacia 2004 parecería ser resultado no sólo de la abrupta caída en los salarios potenciales de los jóvenes, sino también por el impacto positivo registrado

¹⁸⁰ Como advierte Schady (2004) al hacer hincapié en que el efecto de las crisis es en teoría ambiguo.

¹⁸¹ Promedios anuales de crecimiento superiores al 5%.

¹⁸² Furtado (2003), ANEP (2005), y PNUD (2009) hacen particular hincapié en el efecto positivo sobre algunos resultados educativos de la reforma Plan Piloto de 1996.

¹⁸³ Los resultados de la evaluación ex-post de los dos primeros años de implementación del nuevo régimen de AFAM realizada por Castaing (2010) detectan un efecto positivo importante sobre la asistencia de los jóvenes pertenecientes a los hogares que acceden al beneficio.

desde mediados de los noventa, presumiblemente asociado al conjunto de reformas que comienzan gradualmente a implementarse desde esos años.

En este sentido, resultaría particularmente interesante evaluar conjuntamente el impacto y los costos asociados a reformas o nuevas políticas, tanto por el lado de la oferta como de la demanda considerando el perfil de jóvenes que se alcanzaría en cada una. Identificar a los jóvenes cuyas decisiones de asistencia son particularmente sensibles a cambios en las condiciones agregadas, permitiría establecer una especie de “función de reacción” para poder compensar temporalmente los mayores incentivos a desertar. Por otra parte, distinguir y caracterizar también a los jóvenes que muestran un patrón de abandono estructural no tan sujeto al contexto macroeconómico puede sugerir políticas distintas también desde el lado de la demanda, que podrían implicar mayores plazos y otras herramientas. Las mujeres pobres, son un caso representativo de estos últimos. Forman parte del “núcleo duro” de la deserción y se diferencian por la alta proporción que no estudia ni trabaja, presumiblemente debido a su mayor dedicación a la realización de tareas del hogar: para ellas, políticas relacionadas al fomento de los sistemas de cuidados y la educación sexual, por ejemplo, podrían tal vez ser más eficientes.

Aunque la determinación de las posibles líneas de acción y la evaluación de los esfuerzos realizados en esta materia exceden tanto el alcance como los propósitos del trabajo, resulta oportuno destacar – y este es uno de los resultados más interesantes obtenidos– cuán diferente es el comportamiento de los jóvenes uruguayos no sólo en función de las características individuales y de sus hogares –lo que ha sido más estudiado en la literatura– sino también respecto a las decisiones que se toman año a año. En este sentido, políticas que no estén focalizadas o que se diseñen en consideración de comportamientos agregados, podrían enfrentarse a múltiples obstáculos si lo que se pretende es reducir los niveles de abandono a nivel medio de enseñanza.

Volviendo a los motivos que inspiraron este trabajo. ¿Por qué deserción? Parece una respuesta sencilla: primero, la deserción estudiantil es una forma directa por la que se interrumpe la adquisición de capacidades que permiten a los jóvenes expandir las libertades necesarias para llevar el tipo de vida que tengan razones para valorar (desde un enfoque de desarrollo humano, como el que propone Amartya Sen); segundo, a través de este fenómeno los niveles de acumulación de capital humano a nivel agregado pueden verse enlentecidos o distorsionados (con los potenciales

efectos en términos de productividad y crecimiento, como se sugiere desde la teoría del capital humano); y por último, cuando la deserción se concentra en los hogares de menores recursos, como sucede en Uruguay, ante retornos cada vez más crecientes y diferenciados de los niveles de educación, este fenómeno se convierte en uno de los canales por los que las desigualdades de origen se traducen de generación en generación.

BIBLIOGRAFÍA

- Alexim, J. (2006): "Educación y empleo juvenil en América Latina". Capítulo IV en *Relaciones de trabajo, empleo y formación profesional*. CINTERFOR/OIT
- Alves, G., Arim, R., Salas, G., Vigorito, A. (2009): *Desigualdad Salarial en Uruguay, 1981-2007. Una descomposición de su evolución en efecto precio y composición*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República. Documento de trabajo 05/09
- Alves, G., Brum, M., Yapor, M. (2009): *Cambios en la estructura salarial en Uruguay. 1986-2007*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República. Serie Documentos de trabajo basados en monografías de grado.
- Amin, S., Quayes, M., Rives, J. (2006): "Market work and household work as deterrents to schooling in Bangladesh", *World Development* 34(7), pp. 1271-1286
- ANEP (2005): *Panorama de la educación en el Uruguay: Una década de transformaciones 1992-2004*. Programa de evaluación de la gestión educativa
- Arim, R. y Zoppolo, G. (2000): "Distribución y estructura de las remuneraciones. Uruguay 1986/1999." Ponencia presentada en el IV Seminario de la Red de Economía Social, 17 al 20 de julio de 2000, Panamá.
- Azariadis, C., Stachurski, J. (2005): "Poverty Traps," En: Philippe Aghion & Steven Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth*, edition 1, volume 1, chapter 5, Elsevier
- Bacolod, M., Ranjan, P. (2008): "Why Children Work, Attend School, or Stay Idle: The Roles of Ability and Household Wealth," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 56, pp. 791-828
- Banerjee, A., Newman, A. (1994): "Poverty, Incentives, and Development," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 84(2), pp 211-15. En Ferrari (2008)
- Barro, R. (1991): *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. National Bureau of Economic Research Working Paper N° 3120
- Becker, G. (1975): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Segunda edición; National Bureau of Economic Research
- Becker, G. (1993): "Nobel lecture: The Economic Way of Looking at Behavior". *The Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3. pp. 385-409
- Behrman, J., Duryea, S., Szekely, M. (1999): *Schooling Investments and Aggregate Conditions: A Household-Survey-Based Approach for Latin America and the Caribbean*. IDB-OCE Working Paper No. 407
- Ben Porath, Y. (1970): "The production of human capital over time" En W. Lee Hansen (Ed.) *Education, Income, and Human Capital*, pp. 129-154
- Binder, M. (1999): "Schooling Indicators during Mexico's 'Lost Decade'." *Economics of Education Review*, 18(2), pp. 183-99
- Binder, M., Scrogin, D. (1999): "Labor Force Participation and Household Work of Urban Schoolchildren in Mexico: Characteristics and Consequences," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 48(1), pp. 123-54
- Binder, M., Woodruff, C. (2002): "Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: The Case of Mexico," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 50(2), pp. 249-67
- Birdsall, N. (1985): "Public Inputs and Child Schooling in Brazil," *Journal of Development Economics* 18, pp. 67-86.
- Blanco, F., Valdivia, C., (2006): *Child labour in Venezuela: children's vulnerability to macroeconomic shocks*, UCW Working Paper 52, Understanding Children's Work (UCW Project)
- Boado, M., Cardozo, S., Fernández, T. (2009): *La desafiliación y el abandono de la Educación Media en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*. Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República – Informe de Investigación N°45

- Bucheli, M., Casacuberta, C. (2000): *Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay*. Documento de Trabajo 15/99, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República
- Bucheli, M., Casacuberta, C. (2010): "Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008". En Tabaré, Fernández, Aguerre: *La desafiliación en la Educación Media y Superior del Uruguay: conceptos, estudios y políticas*, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, 2010. pp. 169-184
- Bucheli, M., Sanromán, G. (2005): "Salarios femeninos en el Uruguay ¿existe un techo de cristal?" *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay*, 12(2), pp 63-88
- Bucheli, M., Vigorito, A., Miles, D. (2000): *Un análisis dinámico de la toma de decisiones de los hogares en América Latina: el caso uruguayo*. Documento de Trabajo de la Red de Centros, BID.
- Burgueño, M., García Bastos, J., González, J. (1995): *Las curvas ROC en la evaluación de las pruebas diagnósticas*. *Med Clin (Barc)* 1995, 104, pp. 661-670
- Cahuc, P., Zylberberg, A. (2004): *Labor Economics*. MIT Press Books, The MIT Press.
- Card, D., Lemieux, T. (2000): "Adapting to Circumstances (The Evolution of Work, School, and Living Arrangements among North American Youth)," En: *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, pp. 171-214, National Bureau of Economic Research
- Cameron, C., Trivedi, P. (2010): *Microeconometrics Using Stata*, Revised Edition, Stata Press books, StataCorp LP
- Carter, M., Barrett, C. (2006): "The economics of poverty traps and persistent poverty: An asset-based approach," *The Journal of Development Studies*, Taylor and Francis Journals, vol. 42(2), pp. 178-199
- Casanova, L. (2008): *Trampas de Pobreza en Argentina: Evidencia Empírica a Partir de un Pseudo Panel*. Documento de Trabajo 64, CEDLAS
- Castaings, M., Chiossi, J., Dibot, G., Gonzalez, M., Ryan, M., Moreno, M., Rojo, V., Terra, F., Machado, A. (2010): *El Nuevo Régimen de Asignaciones Familiares: su impacto en la participación y permanencia en el Ciclo Básico de Educación Media*. Presentación en Seminario de Economía de la Educación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República
- CEPAL (1997): *Panorama social de América Latina, 1997*. Capítulo IV: Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar.
- CEPAL (2002): "Deserción escolar: un obstáculo para el logro de los Objetivos del Milenio." Capítulo III en *Panorama social de América Latina 2001-2002*.
- Ciccone, A., Papaioannou, E. (2006): *Human capital, the structure of production, and growth*. European Central Bank; Working Paper Series 623
- Cid, A., Ferrés, D. (2009): *The coexistence of Degree-Premium and High-Dropout Rates in the Uruguayan Secondary Education: an Incentives Problem*. Presentado en las XXIV Jornadas Anuales de Economía; Banco Central del Uruguay
- Coleman, J. (1988): "Social Capital in the Creation of Human Capital." *The American Journal of Sociology*, Vol. 94, Supplement: Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure. pp. S95-S120
- Conceição, P., Namsuk, K., Zhang, Y. (2009): *Economic Shocks and Human Development: A Review of Empirical Findings*. UNDP/ODS Working Paper, Office of Development Studies, United Nations Development Programme, New York
- Daeren, L. (2000): *Mujeres Empresarias en América Latina: El difícil equilibrio entre dos mundos de trabajo. Desafíos para el futuro*. presentado en el Primer Seminario Internacional de la Mujer Empresaria "SIME 2000" organizado por el Programa "APYME", Facultad de Administración y Economía, Universidad de Santiago de Chile
- Duryea, S. (1998): *Children's Advancement Through School in Brazil: The Role of Transitory Shocks to Household Income*, RES Working Papers 4124, Inter-American Development Bank, Research Department
- Duryea, S., Lam, D., Levison, D., (2007): "Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil," *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 84(1), pp. 188-214

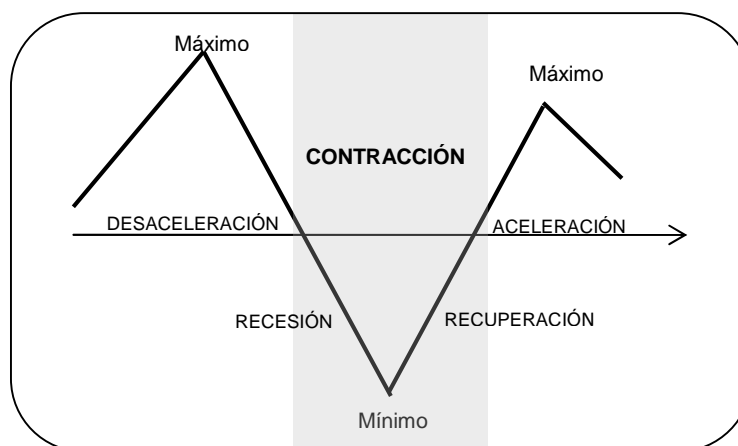
- Duryea, S., Arends-Kuenning, M. (2003): "School Attendance, Child Labor and Local Labor Market Fluctuations in Urban Brazil." *World Development* 31(7), pp. 1165–78. Citado en: Ferreira y Schady (2009)
- España, S., Parandekar, S., Savanti, M. (2003): *The impact of the crisis on the Argentine educational process*, World Bank Working Paper Series 03/03, Background paper N°7
- Espino, A., Leites, M., Machado, A. (2009): *Cambios en la conducta de la oferta laboral femenina: el incremento de la actividad de las mujeres casadas. Diagnóstico e implicancias. Uruguay: 1981 -2006*, Documento de Trabajo 03/09, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República
- Ferrari, F., Martínez, J. P., Saavedra, E., Salas, G., Zerpa, M. (2010): *Los y las adolescentes que trabajan, buscan trabajo o no estudian, no trabajan y no buscan trabajo: Identificación y dimensionamiento económico de alternativas para favorecer la permanencia o motivar el retorno a la educación media*. Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia
- Ferrari, O. (2008): *Transmisión intergeneracional de la pobreza en Uruguay*. Doctorado en Economía Aplicada. Departamento de Economía Aplicada. Universitat Autònoma de Barcelona
- Ferreira, F. (2008): "The Economic Rationale for Conditional Cash Transfers". En Ariel Fiszbein y Norbert Schady; *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank
- Ferreira, F.; Schady, N. (2009): "Aggregate Economic Shocks, Child Schooling, and Child Health" *The World Bank Research Observer*, Vol. 24, Issue 2, pp. 147-181
- Flug, K., Spilimbergo, A., Wachtenheim, E. (1999): *Investment in Education: Do Economic Volatility and Credit Constraints Matter?*, Inter-American Development Bank
- Freeman, Richard B (1986): "The Demand for Education" En Ashenfelter, O., Layard P. (Eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Amsterdam
- Funkhouser, E. (1999): "Cyclical Economic Conditions and School Attendance in Costa Rica." *Economics of Education Review* 18(1), pp. 31–50. Citado en Ferreira y Schady (2009)
- Furtado, M. (2003): *Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción*. ANEP, Cuaderno de trabajo N°22, Serie "Aportes para la reflexión y la transformación de la Educación Media Superior"
- Galor, O., Zeira, J. (1993): "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 60(1), pp. 35-52, January.
- Gerstenblüth, M., Pagano, J. (2008): *Tratamiento de la endogeneidad y métodos de correspondencia en Stata*, Nota Docente N°19, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República
- Gitter, S., Barham, B. (2007): "Credit, Natural Disasters, Coffee, and Educational Attainment in Rural Honduras," *World Development*, Elsevier, vol. 35(3), pp. 498-511
- Goldin, C. (2001): "Egalitarianism and the Returns to Education during the Great Transformation of American Education." *Journal of Political Economy* 107(6):S65–94
- Grau, C., Lorenzo, F., Noya, N. (1998): *Determinantes del ahorro interno en Uruguay*. RES Working Papers 3022, Inter-American Development Bank, Research Department
- Greene, W. (2002): *Econometric Analysis*. Quinta edición, Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall
- Guarcello, L., Kovrova, I., Rosati, F. (2008): *Child labour as a response to shocks: evidence from Cambodian villages*, UCW Working Paper 37, Understanding Children's Work (UCW Project)
- Guarcello, L., Mealli, F., Rosati, F. (2002): *Household Vulnerability and Child Labour: the Effect of Shocks, Credit Rationing and Insurance*, UCW Working Paper 3, Understanding Children's Work
- Guarcello, L., Rosati, F., Scaramozzino P. (2008): *Uncertainty, education, and the school-to-work transition: theory and evidence from Brazil*, UCW Working Paper 39, Understanding Children's Work (UCW Project)
- Hanusheck, E. (2002): *The Long Run Importance of School Quality*, National Bureau of Economic Research Working Paper N° 9071

- Harvey, A., Ruiz, E., Sentana, E. (1992): "Unobserved component time series models with Arch disturbances," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 52(1-2), pp. 129-157
- Heckman, J. (1976): "A Life-Cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 84(4), pp. S11-44
- Heckman, J., Lochner, L., Todd, P. (2003): *Fifty years of Mincer Earning regressions* National Bureau of Economic Research Working Paper N° 9732
- Jacoby, H., Skoufias, E. (1997): "Risk, Financial Markets, and Human Capital in a Developing Country," *Review of Economic Studies*, 64, pp. 311-335
- Kaztman, R., Filgueira, F. (2001): *Panorama de la infancia y la familia en Uruguay*. Universidad Católica del Uruguay
- Kaztman, R., Rodríguez, F. (2007): *Situación de la Educación en el Uruguay*. Informe temático de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada, Instituto Nacional de Estadística, PNUD - UNFPA
- King, E., Montenegro, C., Orazem, P. (2010): *Economic Freedom, Human Rights, and the Returns to Human Capital: An Evaluation of the Schultz Hypothesis*. Staff General Research Papers 31641, Iowa State University, Department of Economics.
- Kondylis, F., Manacorda, M. (2006): *Youth in the Labor Market and the Transition from School to Work in Tanzania*. SP Discussion Paper N°0606, Social Protection, The World Bank
- Lanzilotta, B. (2006): *Aporte de los Índices Líderes de Actividad Económica al Análisis de la Coyuntura y la Predicción Macroeconómica en Uruguay*. Tesis para obtención de Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República
- Lim, J. (2000): "The Effects of the East Asian Crisis on the Employment of Women and Men: The Philippine Case," *World Development*, Elsevier, vol. 28(7), pp. 1285-1306
- Llambí, C.; Perera, M.; Messina, P. (2009): *Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos*. En Fondo Concursable Carlos Filgueira, INFAMILIA. Ministerio de Desarrollo Social. Uruguay
- López Bóo, F., (2010): *In School or at Work? Evidence from a Crisis*, IZA Discussion Papers 4692, Institute for the Study of Labor
- McKenzie, D. (2001): *The Household Response to the Mexican Peso Crisis*, Working Papers 01017, Stanford University, Department of Economics
- McKenzie, D. (2004): "Aggregate Shocks and Urban Labor Market Responses: Evidence from Argentina's Financial Crisis," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 52(4), pp. 719-58
- McKenzie, D. (2004): "Aggregate Shocks and Urban Labor Market Responses: Evidence from Argentina's Financial Crisis," *Economic Development and Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 52(4), pp. 719-58
- Méndez, N., y Zerpa, M. (2009): *Desigualdad en las capacidades educativas en Uruguay y Chile*. Trabajo de Investigación Monográfico presentado ante la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República para la obtención del título de Licenciado en Economía
- Mideplan (2005): *Adolescentes y jóvenes que abandonan sus estudios antes de finalizar la enseñanza media: Principales tendencias*. División Social. MIDEPLAN. Chile
- Mincer, J. (1994): *The Production of Human Capital and the Lifecycle of Earnings: Variations on a Theme*. National Bureau of Economic Research Working Paper N° 4838
- Mok, K., Lawler, J., Hinsz, S. (2009): "Economic Shocks in Education: Analysis of the 1997 Asian Financial Crisis and Lessons for Today". *Global Social Policy*, Vol. 9, Supplement 2009, pp. 145-174
- Moya, E. (2006): "Familia y Teoría de Juegos", *Revista latinoamericana de ciencias sociales, niñez y juventud*, julio-diciembre, vol 4 numero 002, Universidad de Manizales, Colombia
- Perera, M. (2007): *Una aproximación a la identificación y propagación de los shocks en una economía pequeña y abierta: el caso uruguayo*, Documentos de Trabajo, FEDEA 2007-04, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid
- Perry, G., Arias, O., López, H., Maloney, W., Servén, L. (2006): *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles*. The World Bank
- PNUD (2009): *Objetivos de desarrollo del milenio. Uruguay 2009 Informe País*

- PNUD (2010): *Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe 2010. Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad.*
- PNUD (2010): *Informe sobre Desarrollo Humano 2009 Superando barreras: Movilidad y desarrollo humanos*
- Ray, D. (1998): *Development economics*. Princeton University Press, (ed. en inglés). *Economía del desarrollo*. Barcelona, Antoni Bosch, 2003 (ed. en español).
- Redmount, E. (2002): "Cyclical Patterns in School Attrition and Attendance: A Study in the Labor-Market Behavior of Children". *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 51, No. 1, pp. 135-160. University of Chicago Press
- Roemer, J. (1998): *Equality of Opportunity*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts.
- Romer, P. (1989): *Human Capital And Growth: Theory and Evidence*. National Bureau of Economic Research Working Paper N° 3173
- Rosen, Sherwin (1986): "The Theory of Equalizing Differences" En Ashenfelter, O., Layard P. (Eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Amsterdam
- Ruhm, C. (1997): "Is High School Employment Consumption or Investment?" *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 15(4), pp. 735-76
- Rumberger, R. (2004): "Why students drop out of school." En Gary Orfield (Ed.), *Dropouts in America: Confronting the Graduation Rate Crisis* (pp.131-155). Cambridge, MA; Harvard Education Press
- Sanromán, G. (2006): "Returns to schooling in Uruguay" *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay*, 13(2), 171-194.
- Sanromán, G. (2010): *Intergenerational Educational Mobility: evidence from three approaches for Brazil, Chile, Uruguay and the USA (1995-2006)*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República; Documento de trabajo
- Santos, M. (2009): *Human Capital and the Quality of Education in a Poverty Trap Model*, OPHI Working Papers, Queen Elizabeth House, University of Oxford
- Schady, N. (2004): "Do Macroeconomic Crises Always Slow Human Capital Accumulation?" *World Bank Economic Review* 18(2):131–54
- Skoufias, E., Parker, S. (2001): *Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling*. FCND discussion papers 123, International Food Policy Research Institute (IFPRI)
- Spence, M. (1973): "Job Market Signaling". *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 87, Issue 3, pp. 355-374
- Thomas, D., Beegle, K., Frankenberg, E., Sikoki, B., Strauss, J., Teruel, G. (2001): "Education in a Crisis." *Journal of Development Economics*, 74(1), pp. 53–85
- Torche, F. (2009): "Economic Crisis and Inequality of Educational Opportunity in Latin America". Documento mimeografiado. Citado en Conceição et al (2009)
- Weiss, A. (1995): "Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 9(4), pp. 133-54
- Weiss, Y. (1986): "The Determination of Life Cycle Earnings: A Survey" En Ashenfelter, O., Layard, P. (Eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, Amsterdam
- Weiss, Y., Blinder, A. (1975): *Human Capital and Labor Supply: A Synthesis*. Working Papers 435, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press

Anexo I. ESTRATEGIA EMPÍRICA

- Identificación de las fases del ciclo del PIB



Fuente: Adaptado de Quilis (2001) – Lanzilotta (2006)

- Identificación de las fases del ciclo del PIB para Uruguay (1986-2009)

trimestre	ciclo	fase	trimestre	ciclo	fase	trimestre	ciclo	fase
1986-1	-0,024405105	4	1994-1	-0,002526322	4	2002-1	-0,03088251	3
1986-2	-0,011073171	4	1994-2	0,016323795	1	2002-2	-0,052815138	3
1986-3	0,016273597	1	1994-3	0,017868019	1	2002-3	-0,087747064	3
1986-4	0,030997966	1	1994-4	0,008575363	2	2002-4	-0,1067979	3
1987-1	0,048619891	1	1995-1	-0,013574265	3	2003-1	-0,109083102	3
1987-2	0,06898423	1	1995-2	-0,009366605	4	2003-2	-0,070612059	4
1987-3	0,067712141	2	1995-3	-0,02597399	3	2003-3	-0,051717582	4
1987-4	0,052848273	2	1995-4	-0,040581322	3	2003-4	-0,038528835	4
1988-1	0,039875295	2	1996-1	-0,027274341	4	2004-1	-0,034512637	4
1988-2	0,039162627	2	1996-2	-0,022339338	4	2004-2	-0,044692115	3
1988-3	0,031687507	2	1996-3	0,001627388	1	2004-3	-0,042234266	3
1988-4	0,026667355	2	1996-4	0,011374841	1	2004-4	-0,028178948	4
1989-1	0,028111634	2	1997-1	0,005787244	1	2005-1	-0,010635525	4
1989-2	0,022694627	2	1997-2	0,02811207	1	2005-2	-0,006882374	4
1989-3	0,006898419	2	1997-3	0,025051623	1	2005-3	0,007463441	1
1989-4	-0,000550271	3	1997-4	0,035992501	1	2005-4	0,014414377	1
1990-1	-0,018355582	3	1998-1	0,052825147	1	2006-1	0,0065887	2
1990-2	-0,028905274	3	1998-2	0,049747346	1	2006-2	0,006235652	2
1990-3	-0,018420492	3	1998-3	0,067409194	1	2006-3	-0,00072726	3
1990-4	-0,013911231	3	1998-4	0,068545066	1	2006-4	-0,001025019	3
1991-1	-0,022983567	3	1999-1	0,053139252	2	2007-1	0,010529368	1
1991-2	-0,038255771	3	1999-2	0,045044559	2	2007-2	0,018769377	1
1991-3	-0,032863429	4	1999-3	0,037298012	2	2007-3	0,022464619	1
1991-4	-0,019032692	4	1999-4	0,043891837	2	2007-4	0,029082328	1
1992-1	-0,004037509	4	2000-1	0,049703886	2	2008-1	0,043417805	1
1992-2	0,009642826	1	2000-2	0,034870607	2	2008-2	0,0403028	1
1992-3	0,003324939	2	2000-3	0,027733443	2	2008-3	0,044768002	1
1992-4	-0,005233384	3	2000-4	0,019453107	2	2008-4	0,033221287	2
1993-1	-0,012708847	3	2001-1	0,022489946	2	2009-1	0,000412581	2
1993-2	-0,025975578	3	2001-2	0,005769765	2	2009-2	0,00179709	1
1993-3	-0,016575301	4	2001-3	-0,003865001	3	2009-3	0,01061672	1
1993-4	-0,015329861	4	2001-4	-0,014337308	3	2009-4	0,018757624	1

- Identificación de las cohortes

	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09
1964	6,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1965	6,9 6	6,5 6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1966	7,8 9	7,1 6	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1967	8,3 5	7,5 5	6,3 2	5,7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1968	11, 53	8,9 1	8,4 4	6,5 8	5,4 9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1969	14, 43	12, 6	8,9 5	8,4 6	7,2 7	6,3 1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1970	15, 41	13, 26	13, 02	9,1 2	8,1 7	7,1	6,0 3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1971	14, 82	14, 67	14	11, 88	8,6 5	7,6 5	6,5 2	5,6 6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1972	14, 11	14, 91	14, 51	14, 57	11, 55	9,4 4	7,9 5	7,4 4	6,2 4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1973	0	14, 37	14, 76	14, 31	13, 94	11, 7	9,2 2	8,1 1	7,4 7	6,9 5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1974	0	0	14	13, 95	13, 94	13, 63	11, 19	9,2 2	8,0 7	7,5	6,4 2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1975	0	0	0	15, 43	15, 36	14, 64	14, 75	12, 78	10, 62	8,7 5	7,8 7	7,8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1976	0	0	0	0	15, 64	15, 04	15, 02	13, 6	12, 03	9,8 5	9,5 4	8,7 2	7,3 3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1977	0	0	0	0	0	14, 5	15, 08	15, 18	14, 83	13, 04	10, 29	9,1 9	8,7 8	7,5 2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1978	0	0	0	0	0	0	14, 25	14, 48	13, 85	14, 2	12, 7	10, 39	8,9 8	8,4 6	7,6 6	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979	0	0	0	0	0	0	0	13, 52	13, 66	14, 27	14, 12	11, 94	9,6 1	8,6 7	8,4 3	6,7 8	0	0	0	0	0	0	0	0
1980	0	0	0	0	0	0	0	0	13, 23	13, 39	13, 06	13, 63	12, 16	8,8 5	8,3 9	8,1 7	6,8 6	0	0	0	0	0	0	0
1981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 05	13, 31	12, 88	13, 06	11, 9	9,0 7	8,4	7,7 3	6,5 8	0	0	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 68	13, 42	14, 21	12, 88	12, 18	10, 52	9,0 4	7,5 5	6,6 4	0	0	0	0	0
1983	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 04	13	14, 21	13, 56	13, 18	9,7	8,1	7,6 3	6,6 1	0	0	0	0
1984	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 87	14, 35	13, 39	13, 22	11, 88	9,0 8	8,3 8	7,0 7	5,6 6	0	0	0
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	13, 16	13, 48	13, 73	11, 54	9,4 44	7,9 3	6,6 5	6,2 2	0	0	0
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	13, 83	14, 44	14, 09	14, 94	12, 28	9,2 7	7,8 1	6,9 2	5,4 6	0
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 56	14, 46	14, 6	13, 54	11, 84	9,2	7,6 2	6,7 4	5,8 8
1988	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 71	14, 33	14, 4	14, 76	12, 04	8,9 2	7,2 3	6,3 1
1989	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	13, 39	14, 82	14, 56	14, 29	11, 52	8,6 4	7,4 7	0
1990	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12, 91	13, 95	15, 04	15, 07	11, 81	8,7 8	0
1991	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14, 01	14, 72	14, 8	14, 48	11, 45	0
1992	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14, 59	14, 99	14, 63	15, 15	0
1993	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14, 35	15, 51	15, 19	0
1994	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15, 14	15, 13	0
1995	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15, 16	0

- **Compatibilización de las variables que miden los años de educación.**

Cambios realizados para generar la variable años de educación

Cambios en el relevamiento de los años de educación			
1981 – 1990	1991-2000	2001 - 2004	2005 - 2006
Los años aprobados para los distintos niveles se registran en un rango de 0 a 9	Los años aprobados para los distintos niveles se registran en un rango de 1 a 9. Se identificó un cambio de criterio, registrando como “missing” las personas que no terminaron el primer año de educación en el nivel que le corresponde.	Se generan distintas variables con los años aprobados según: preescolar o jardín, primaria, secundaria, enseñanza técnica, magisterio o profesorado y Universidad o similar	Se generan distintas variables con los años aprobados según: años aprobados en primaria, años cursados en enseñanza secundaria, años cursados en enseñanza técnica, magisterio o profesorado, Universidad o similar, Terciario no universitario, Posgrado (maestría o doctorado)

Rango de años	1981-1990	1991 -2000	2001- 2005	2006
0	Sin educación formal o no aprobaron primer año de escuela	Sin educación formal o no aprobaron primer año de escuela	Sin educación formal o no aprobaron primer año de escuela.	Sin educación formal. No incluye los que están cursando primer año de escuela. (e11_2).
1 – 6	Personas que al menos aprobaron primer año de primaria (edu=pe14).	Personas que al menos aprobaron primer año de primaria (edu=pe14). → se trunca en 6.	Personas que al menos aprobaron primer año de primaria (edu=e11_2 si e11_2>0.5). Las personas sin ningún año de secundaria o UTU aprobada figuran con 6 años de educación (e11_3==0.5 o e11_4==0.5)	Personas que cursan primaria (e50_2>0 e50_3>0) → se trunca. (edu=e50_2 –1 o e50_3 – 1) Personas que cursaron primaria (0<e50_1:_1<=6).
7-10	Secundaria primer ciclo (edu=6+pe14).	Secundaria primer ciclo (edu=6+pe14).	Personas con 6 años aprobados en primaria y con al menos un año en secundaria (edu=6+e11_4) → se trunca en 12 años. Las personas que figuran sin ningún año aprobado en Universidad o magisterio figuran con 12 años. (e11_5=0.5 o con e11_6=0.5) (*)	Personas que están asistiendo a secundaria primer ciclo (edu=5+ e50_4 5+ e50_6). Personas que asistieron a secundaria (edu=6+e52_2_1)
11 - 12	Secundaria segundo ciclo (edu=10+pe14). → se trunca en 12	Secundaria segundo ciclo (edu=9+pe14 / 10+pe14)***. → se trunca en 12 considerando si “finalizó” segundo ciclo.		
7 - 12	UTU (edu=pe14) → se trunca en 12	UTU (edu=pe14). → se trunca en 12	Personas con 6 años aprobados en primaria y con al menos un año en UTU. Se trunca en 12 años. (*)	Personas que cursan años en UTU primer ciclo y segundo ciclo respectivamente (edu=5+e50_5 5+ e50_7 9+ e50_8) Personas que cursaron años en UTU (6+e52_3_1)
13 - 16	Magisterio o profesorado (edu=pe14). → se trunca en 16 considerando “P14=8” como “finalizó”	Magisterio o profesorado (edu=pe14). → se trunca en 16 considerando “P14=8” como “finalizó”	Magisterio o profesorado (edu=12+e11_5). → se trunca en 16 años	Personas que cursan o cursaron al menos un año en magisterio (edu=e50_9+11 12+e52_4_1)

13 - 22	Universidad, Instrucción militar y otros. (edu=pe14)	Universidad, Instrucción militar (edu=pe14)	Universidad o similar (edu=12+e11_5).	Personas que cursan o cursaron: al menos un año en Universidad o similar, (edu=11+e50_10 12+e50_5_1)→ se trunca en 17 años terciaria no universitario (edu=11+e50_11 12+e52_6_1)→ se trunca en 17 años o posgrado. (edu=16+e50_12 12+e52_7_1)→ se trunca en 22 años.
<p>(*) No se puede distinguir si se “acumulan” años entre secundaria y UTU, (no se identifica si el ingreso a la UTU tiene requisitos distintos a primaria completa). Para codificar los años de educación en las personas que tienen secundaria y UTU al mismo tiempo y sin terminar, se consideran los años de UTU</p> <p>(***) Se identificó que existe un cambio de criterio para definir primer y segundo ciclo de secundaria. Para las personas con menos de 30 años en 1991 se supone que primer ciclo de secundaria es de 3 años (los años de educación surgen de: pe14+9). Para las personas que tenían más de 30 años en 1991 se supuso que cursaban el sistema de secundaria anterior con un primer ciclo de secundaria de 4 años, por lo tanto los años de educación surgen de 10 + pe14.</p>				

Fuente: IECON

- **Cambios en cobertura de las ECH**

Cambios en el diseño de la muestra. 1981-2006				
		1981-1997	1998-2005	2006-2009
Muestra autoponderada		✓		
Representativo de localidades demás de 900 hab.	✓		
	...más de 5000 hab.		✓	
	...total país			✓

- **Reponderación de las observaciones**

-

Reponderación de las ECH 1981-2006		
	1981-1997	1998-2009
Pesoan' = N/ni	✓	
Pesoan' = pesoan*N/nj		✓
<p>N= proyección poblacional INE para localidades de 5.000 o más ni= tamaño de la muestra nj= proyección poblacional de las ECH (muestra con fweight)</p>		

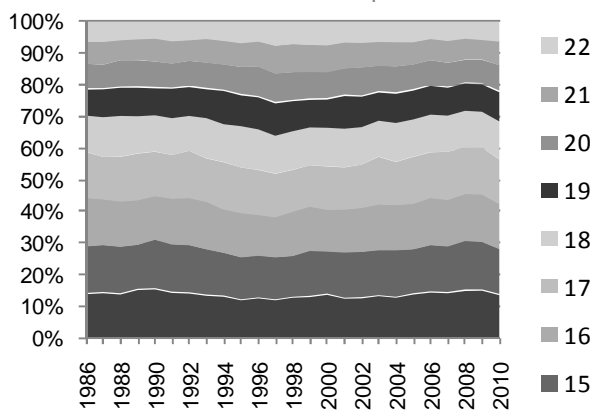
Anexo II. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS RESULTADOS

- Estadísticas descriptivas de variables de hogar (media y desvío estándar)

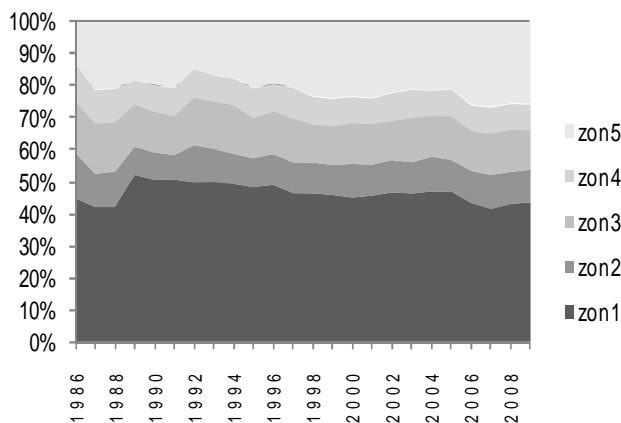
	ingsinjob		sd	mediana	adued9		hogext		numninos		madre		padre
	sd	media			media	sd	media	sd	media	sd	media	sd	media
1986	0,4847	8,0934	0,7547	8,1024	0,3150	0,4646	0,3562	0,4789	0,9532	1,2621	0,9559	0,2054	0,8179
1987	0,4849	8,2639	0,7178	8,2702	0,3083	0,4618	0,3324	0,4711	0,9858	1,2570	0,9598	0,1965	0,8192
1988	0,4870	8,3737	0,6881	8,3703	0,3314	0,4707	0,3280	0,4695	0,9789	1,2642	0,9525	0,2128	0,8177
1989	0,4886	8,4326	0,6896	8,4278	0,3376	0,4729	0,3280	0,4695	0,9373	1,2730	0,9593	0,1977	0,7999
1990	0,4928	8,3942	0,7015	8,4033	0,3621	0,4806	0,3210	0,4669	0,9017	1,2153	0,9634	0,1878	0,8155
1991	0,4830	8,4398	0,7071	8,4407	0,3708	0,4831	0,3291	0,4699	0,7802	1,1137	0,9552	0,2068	0,8222
1992	0,4828	8,4834	0,7651	8,4667	0,3743	0,4840	0,3289	0,4699	0,8259	1,1666	0,9600	0,1959	0,8229
1993	0,4752	8,4912	0,7063	8,4844	0,3924	0,4883	0,3384	0,4732	0,7824	1,0915	0,9572	0,2024	0,8152
1994	0,4714	8,5387	0,7223	8,5223	0,3913	0,4881	0,3271	0,4692	0,8093	1,1340	0,9572	0,2024	0,8151
1995	0,4672	8,4970	0,7310	8,4916	0,4078	0,4915	0,3386	0,4733	0,8238	1,1407	0,9602	0,1956	0,8000
1996	0,4685	8,4533	0,7569	8,4615	0,4094	0,4918	0,3384	0,4732	0,8142	1,1832	0,9539	0,2097	0,7899
1997	0,4696	8,4363	0,7217	8,4242	0,4073	0,4914	0,3551	0,4786	0,8683	1,1872	0,9462	0,2257	0,7932
1998	0,4728	8,4614	0,7805	8,4719	0,4134	0,4925	0,3268	0,4691	0,8698	1,2058	0,9471	0,2239	0,7863
1999	0,4808	8,4728	0,7727	8,4646	0,4326	0,4955	0,3373	0,4728	0,8145	1,1575	0,9508	0,2163	0,7909
2000	0,4742	8,4147	0,7603	8,4163	0,4107	0,4920	0,3552	0,4786	0,8497	1,1962	0,9429	0,2321	0,7937
2001	0,4836	8,3803	0,7788	8,3615	0,4126	0,4923	0,3216	0,4671	0,8820	1,2203	0,9548	0,2078	0,7760
2002	0,4884	8,2481	0,7513	8,2160	0,4271	0,4947	0,3359	0,4723	0,8500	1,1740	0,9550	0,2074	0,7821
2003	0,4913	8,1074	0,7243	8,0686	0,4415	0,4966	0,3303	0,4704	0,8232	1,1908	0,9502	0,2175	0,7624
2004	0,4888	8,0853	0,7623	8,0528	0,4293	0,4950	0,3322	0,4710	0,8555	1,1803	0,9422	0,2334	0,7701
2005	0,4902	8,1316	0,7521	8,1169	0,4254	0,4944	0,3180	0,4657	0,8573	1,1976	0,9486	0,2209	0,7362
2006	0,4915	8,2252	0,7585	8,1909	0,4413	0,4966	0,3111	0,4630	0,8580	1,1967	0,9543	0,2088	0,7404
2007	0,4867	8,2808	0,7533	8,2543	0,4179	0,4932	0,5852	0,4927	0,8758	1,2018	0,9479	0,2223	0,7275
2008	0,4897	8,4265	0,7309	8,3856	0,4534	0,4978	0,2992	0,4579	0,8327	1,1593	0,9489	0,2202	0,7187
2009	0,4896	8,4756	0,7333	8,4417	0,4621	0,4986	0,2933	0,4553	0,8251	1,1485	0,9490	0,2200	0,7306

- Gráficos

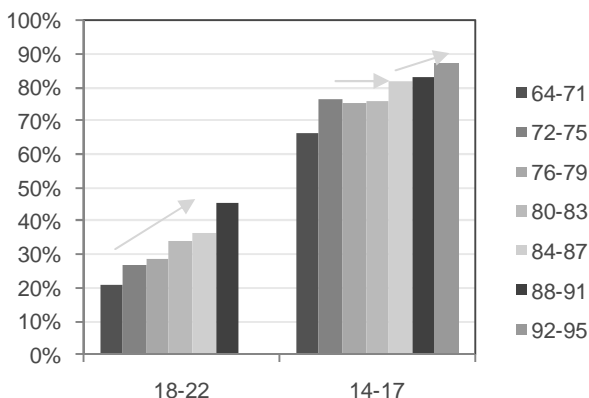
Distribución de la muestra por edades



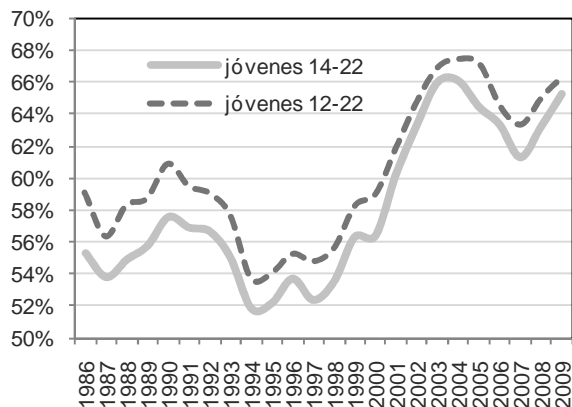
Distribución de la muestra por regiones



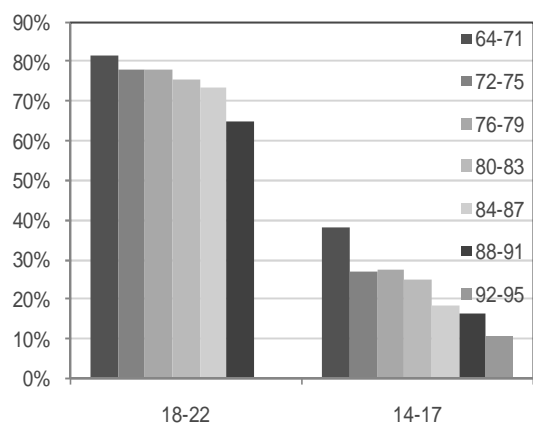
Tasa de asistencia por cohortes según grupos de edad



Tasas de asistencia distintos rangos de edad



Tasa de actividad por cohortes según grupos de edad



Tasa de asistencia y condición de actividad

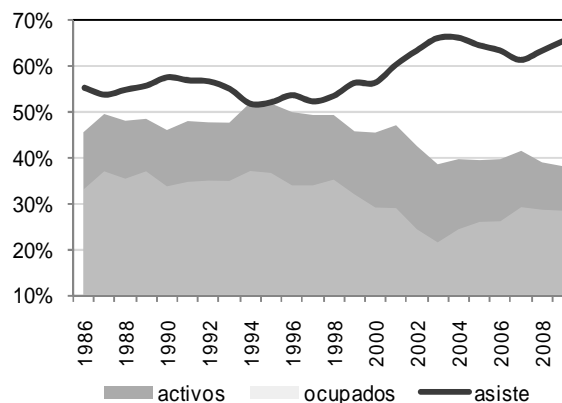
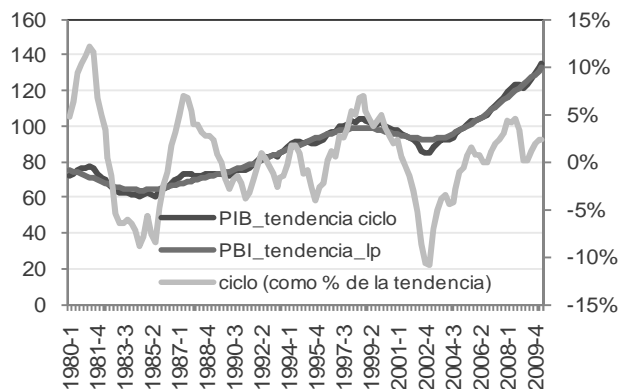
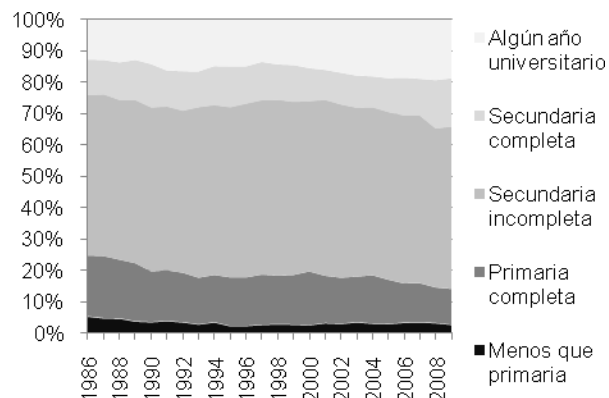


Figura X: Componentes del PIB (1980-2009)



Años de educación de la población mayor de 25 años



Fuente: CINVE

- Tasas de asistencia por zona y tamaño de muestra en cada una

	zona 1		zona 2		zona 3		zona 4		zona 5	
	Asisten	N	Asisten	N	Asisten	N	Asisten	N	Asisten	N
1986	57,9%	3063	51,4%	972	56,6%	1104	54,3%	806	49,7%	896
1987	59,7%	3004	49,7%	734	51,5%	1139	47,5%	728	48,8%	1530
1988	58,1%	2958	51,2%	772	54,8%	1092	52,2%	726	51,8%	1480
1989	58,3%	3366	50,7%	556	54,9%	873	51,7%	478	53,0%	1184
1990	60,7%	3258	53,8%	550	51,7%	828	55,0%	535	55,9%	1280
1991	59,5%	3435	54,2%	522	56,4%	834	55,3%	580	52,4%	1417
1992	59,9%	3335	56,4%	775	51,4%	1004	56,7%	591	51,1%	999
1993	58,9%	3461	55,4%	708	52,6%	1041	53,7%	557	45,8%	1172
1994	55,5%	3410	52,1%	649	49,3%	1060	49,0%	567	44,8%	1232
1995	55,1%	3406	53,0%	632	53,2%	899	46,5%	649	46,7%	1469
1996	56,5%	3617	48,8%	707	52,1%	995	54,0%	626	49,9%	1434
1997	54,6%	3392	53,1%	657	52,5%	953	49,1%	652	48,3%	1417
1998	56,4%	2801	56,6%	605	50,5%	804	56,2%	578	47,0%	1697
1999	58,0%	3116	57,5%	573	56,7%	693	58,2%	491	51,8%	1448
2000	61,3%	3148	57,4%	653	51,5%	752	53,6%	485	50,1%	1470
2001	63,0%	3077	65,6%	579	56,7%	741	59,1%	474	55,1%	1429

2002	66,3%	2968	61,0%	575	65,0%	668	64,1%	478	56,9%	1252
2003	67,7%	2907	65,9%	548	65,5%	745	68,0%	478	61,7%	1169
2004	69,9%	2987	61,8%	622	67,9%	687	62,5%	459	60,3%	1201
2005	67,5%	2825	67,8%	523	60,6%	717	64,2%	460	58,7%	1131
2006	65,7%	9639	62,6%	2023	62,0%	3804	58,9%	1716	61,7%	2870
2007	64,1%	5502	56,6%	1215	61,3%	1758	60,8%	1311	58,9%	3239
2008	64,9%	5195	57,3%	1193	62,3%	1920	62,9%	1361	63,1%	3211
2009	67,1%	5161	63,9%	1109	62,1%	1637	64,3%	1236	64,5%	2884

(zona1: Montevideo; zona2: Artigas, Salto y Rivera; zona3: Cerro Largo, Durazno, Paysandú, Río Negro, Tacuarembó y Treinta y tres; zona4: Soriano, Flores, Florida, Lavalleja y Rocha; zona5= Colonia, San José, Canelones y Maldonado)

Anexo III. ESPECIFICACIONES 1.2, 1.4 y 1.6 (modelos con PIB)

- MODELO BASE 1.2 (1986-2009)

Probit regression		Number of obs = 189737
Wald chi2(60) = 53805,90		
Prob > chi2 = 0,0000		
Log pseudolikelihood = -2748530,1	Pseudo R2 = 0,4321	

- Efectos marginales

variable	dy/dx	Std. Err	z	P> z	[95% C.I.]	X
pe2*	-0,0971152	0,00304	-31,97	0,00000	-0,103068 -0,091162	0,52852
edad15*	-0,1750612	0,00723	-24,22	0,00000	-0,189225 -0,160897	0,143508
edad16*	-0,3269569	0,00724	-45,15	0,00000	-0,341151 -0,312763	0,143514
edad17*	-0,4593121	0,00693	-66,29	0,00000	-0,472892 -0,445732	0,140306
edad18*	-0,5847767	0,00564	-103,71	0,00000	-0,595828 -0,573726	0,120267
edad19*	-0,6341691	0,00451	-140,6	0,00000	-0,643009 -0,625329	0,093582
edad20*	-0,6695763	0,00341	-196,17	0,00000	-0,676266 -0,662886	0,082561
edad21*	-0,6863439	0,00278	-246,93	0,00000	-0,691792 -0,680896	0,074208
edad22*	-0,6904938	0,00241	-286,57	0,00000	-0,695216 -0,685771	0,064743
coh72_75*	0,0307961	0,00815	3,78	0,00000	0,014828 0,046764	0,159005
coh76_79*	0,0290712	0,01244	2,34	0,01900	0,004692 0,05345	0,178498
coh80_83*	0,0152086	0,01696	0,9	0,37000	-0,018041 0,048459	0,171482
coh84_87*	0,0107063	0,0215	0,5	0,61800	-0,03143 0,052843	0,168937
coh88_91*	0,0136253	0,02585	0,53	0,59800	-0,037032 0,064283	0,138975
coh92_95*	0,0758391	0,02797	2,71	0,00700	0,021025 0,130653	0,064003
ed7*	0,186702	0,0045	41,52	0,00000	0,177889 0,195515	0,132456
ed8*	0,2078224	0,00448	46,35	0,00000	0,199035 0,21661	0,205872
ed9*	0,2516305	0,00452	55,67	0,00000	0,242771 0,26049	0,208732
ed10*	0,3326075	0,00394	84,41	0,00000	0,324885 0,34033	0,166141
ed11*	0,3907577	0,00278	140,4	0,00000	0,385303 0,396213	0,101433
rezagado*	-0,2092836	0,00468	-44,69	0,00000	-0,218462 -0,200105	0,627931
ingsin~v	0,121617	0,00281	43,29	0,00000	0,11611 0,127124	8,35958
adued9*	0,1524994	0,0033	46,27	0,00000	0,14604 0,158959	0,401568
hogext*	-0,0714792	0,00334	-21,37	0,00000	-0,078034 -0,064925	0,340424
numninos	-0,0218867	0,00146	-15,02	0,00000	-0,024743 -0,01903	0,858161
madre*	0,0421098	0,00724	5,82	0,00000	0,027918 0,056302	0,952778
padre*	-0,0060579	0,00376	-1,61	0,10700	-0,013432 0,001316	0,783932
zon1*	0,0556769	0,00401	13,87	0,00000	0,04781 0,063544	0,464726
zon2*	0,0735995	0,00549	13,41	0,00000	0,062842 0,084357	0,099611
zon3*	0,037656	0,00513	7,34	0,00000	0,0276 0,047712	0,135803
zon4*	0,0281364	0,00603	4,67	0,00000	0,016321 0,039952	0,085719
ani87*	-0,005524	0,01514	-0,36	0,71500	-0,035202 0,024154	0,03634

ani88*	-0,0060988	0,01736	-0,35	0,72500	-0,040115	0,027917	0,035982
ani89*	-0,0015686	0,01874	-0,08	0,93300	-0,038307	0,03517	0,037316
ani90*	0,022188	0,02116	1,05	0,29400	-0,019295	0,063671	0,038119
ani91*	0,0546007	0,02334	2,34	0,01900	0,008854	0,100348	0,038997
ani92*	0,0704763	0,02981	2,36	0,01800	0,012055	0,128897	0,039679
ani93*	0,076622	0,0344	2,23	0,02600	0,009192	0,144051	0,041445
ani94*	0,0662774	0,04113	1,61	0,10700	-0,014344	0,146899	0,041607
ani95*	0,1063696	0,0415	2,56	0,01000	0,025024	0,187715	0,041575
ani96*	0,1230838	0,0403	3,05	0,00200	0,044094	0,202074	0,045948
ani97*	0,1457157	0,04329	3,37	0,00100	0,06086	0,230571	0,045053
ani98*	0,1651637	0,04601	3,59	0,00000	0,074986	0,255341	0,044092
ani99*	0,1836969	0,04457	4,12	0,00000	0,096347	0,271046	0,043721
ani00*	0,2046444	0,04023	5,09	0,00000	0,125803	0,283486	0,045021
ani01*	0,2335144	0,03472	6,73	0,00000	0,165465	0,301564	0,04472
ani02*	0,251991	0,02898	8,7	0,00000	0,195191	0,308791	0,042965
ani03*	0,2644981	0,02475	10,69	0,00000	0,215998	0,312998	0,043235
ani04*	0,2847066	0,02516	11,32	0,00000	0,235403	0,33401	0,043782
ani05*	0,270642	0,02976	9,09	0,00000	0,212306	0,328978	0,042674
ani06*	0,2475435	0,03699	6,69	0,00000	0,175042	0,320045	0,04405
ani07*	0,2573563	0,03879	6,63	0,00000	0,181334	0,333379	0,042422
ani08*	0,2656678	0,04249	6,25	0,00000	0,182387	0,348948	0,04261
ani09*	0,2878262	0,0398	7,23	0,00000	0,209824	0,365829	0,043022
utu*	0,2151081	0,00337	63,85	0,00000	0,208505	0,221711	0,157026
lnpibani	-0,5442906	0,12889	-4,22	0,00000	-0,796919	-0,291662	4,50405
faserec*	-0,0244347	0,00808	-3,02	0,00300	-0,04028	-0,00859	0,464699
trim1*	-0,0224775	0,00445	-5,05	0,00000	-0,031205	-0,01375	0,249651
trim3*	-0,0239853	0,00444	-5,41	0,00000	-0,032681	-0,015289	0,252793
trim4*	-0,0274779	0,00481	-5,71	0,00000	-0,036912	-0,018044	0,247493

- **Test de significación conjunta de modelo con variables macroeconómicas vs modelo restringido (sin variables macro)**

. lrtest lnpihani micro	
Likelihood-ratio test	
LR chi2(2) = 901,27	
(Assumption: micro nested in lnpihani)	
Prob > chi2 = 0,0000	

- **Cambios en la probabilidad de asistencia ante variaciones de las variables macroeconómicas_ modelo 1.2**

	Min >max	0 > 1	+1/2	+sd/2	MargEfct
lnpihani	0,3549	0,0000	0,5006	0,0934	0,5384
faserec	0,0242	0,0242	0,0242	0,0118	0,0242

- **Capacidad predictiva_ modelo 1.2**

----- True -----			
Classified	D	~D	Total
+	3507461	621420	4128881
-	639050	2354056	2993106
Total	4146511	2975476	7121987

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	
Sensitivity	Pr(+ D) 84,59%
Specificity	Pr(- ~D) 79,12%
Positive predictive value	Pr(D +) 84,95%
Negative predictive value	Pr(~D -) 78,65%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D) 20,88%
False - rate for true D	Pr(- D) 15,41%
False + rate for classified +	Pr(~D +) 15,05%
False - rate for classified -	Pr(D -) 21,35%
Correctly classified	82,30%

- **MODELO BASE 1.2 HOMBRES**

Probit regression	Number of obs = 100083
Wald chi2(59) = 28797,91	
Prob > chi2 = 0,0000	
Log pseudolikelihood = -1490944,6	Pseudo R2 = 0,4266

- **Efectos Marginales**

variable	dy/dx	Std. Err	z	P> z	[95%	C.I.]	X
edad15*	-0,1827158	0,00957	-19,08	0,0000	-0,201482	-0,16395	0,134763
edad16*	-0,3320453	0,00917	-36,22	0,0000	-0,350015	-0,314075	0,137484
edad17*	-0,4616233	0,00859	-53,73	0,0000	-0,478461	-0,444785	0,134939
edad18*	-0,5659757	0,00757	-74,79	0,0000	-0,580808	-0,551143	0,124086
edad19*	-0,6010116	0,00483	-124,37	0,0000	-0,610483	-0,59154	0,099083
edad20*	-0,6249808	0,00383	-163,13	0,0000	-0,63249	-0,617472	0,087362
edad21*	-0,6364444	0,00328	-194,13	0,0000	-0,64287	-0,630019	0,082227
edad22*	-0,6351633	0,00298	-213,08	0,0000	-0,641006	-0,629321	0,07136
coh72_75*	0,030376	0,01197	2,54	0,0110	0,006907	0,053845	0,159867
coh76_79*	0,0248218	0,01813	1,37	0,1710	-0,010711	0,060355	0,179352
coh80_83*	0,0001892	0,02454	0,01	0,9940	-0,047917	0,048295	0,172289
coh84_87*	0,0085993	0,03095	0,28	0,7810	-0,05206	0,069258	0,170065
coh88_91*	0,0024219	0,03728	0,06	0,9480	-0,070642	0,075486	0,13623
coh92_95*	0,0704855	0,04191	1,68	0,0930	-0,011658	0,152629	0,060353
ed7*	0,192684	0,00692	27,85	0,0000	0,179125	0,206243	0,142024
ed8*	0,2179691	0,00687	31,71	0,0000	0,204495	0,231443	0,209168
ed9*	0,2560966	0,00719	35,62	0,0000	0,242005	0,270188	0,205468
ed10*	0,3620493	0,0063	57,49	0,0000	0,349707	0,374392	0,149595
ed11*	0,4414319	0,00442	99,83	0,0000	0,432765	0,450098	0,086755
rezagado*	-0,2177392	0,007	-31,09	0,0000	-0,231468	-0,204011	0,680296
ingsin~v	0,1446552	0,00408	35,45	0,0000	0,136658	0,152653	8,36866
adued9*	0,164501	0,00474	34,71	0,0000	0,155212	0,17379	0,406263
hogext*	-0,0344888	0,00481	-7,17	0,0000	-0,043918	-0,02506	0,31321
numninos	-0,016133	0,00216	-7,45	0,0000	-0,020375	-0,011891	0,799596
madre*	0,0358275	0,00992	3,61	0,0000	0,016392	0,055263	0,950254
padre*	-0,0117092	0,00546	-2,14	0,0320	-0,022413	-0,001006	0,792375
zon1*	0,0688638	0,00572	12,04	0,0000	0,057652	0,080076	0,464048
zon2*	0,0950795	0,00805	11,81	0,0000	0,079302	0,110857	0,097782
zon3*	0,0435811	0,00749	5,82	0,0000	0,02891	0,058252	0,132454
zon4*	0,0152971	0,00859	1,78	0,0750	-0,001547	0,032141	0,085608
ani87*	-0,0002687	0,02178	-0,01	0,9900	-0,04296	0,042423	0,036288
ani88*	-0,0017316	0,02479	-0,07	0,9440	-0,050322	0,046859	0,035222
ani89*	0,0097292	0,02665	0,37	0,7150	-0,042512	0,06197	0,037123
ani90*	0,0450685	0,03013	1,5	0,1350	-0,013982	0,104119	0,038125
ani91*	0,0737632	0,03372	2,19	0,0290	0,007682	0,139844	0,03917
ani92*	0,1068503	0,04251	2,51	0,0120	0,023528	0,190172	0,038995
ani93*	0,1350054	0,04788	2,82	0,0050	0,041157	0,228854	0,041333
ani94*	0,1250771	0,05701	2,19	0,0280	0,013335	0,236819	0,041968
ani95*	0,1742765	0,05716	3,05	0,0020	0,062242	0,286311	0,041707
ani96*	0,1998846	0,0549	3,64	0,0000	0,092276	0,307493	0,044742
ani97*	0,2416237	0,05663	4,27	0,0000	0,130631	0,352616	0,045583
ani98*	0,2630028	0,0596	4,41	0,0000	0,146198	0,379807	0,044829
ani99*	0,2748946	0,0586	4,69	0,0000	0,16004	0,389749	0,043888
ani00*	0,3057325	0,05063	6,04	0,0000	0,206506	0,404959	0,045942
ani01*	0,3188856	0,0461	6,92	0,0000	0,228523	0,409248	0,045128
ani02*	0,3317195	0,03926	8,45	0,0000	0,254781	0,408658	0,042989
ani03*	0,3438827	0,03384	10,16	0,0000	0,277548	0,410217	0,04382
ani04*	0,3690496	0,03334	11,07	0,0000	0,303697	0,434402	0,044152
ani05*	0,3678767	0,03631	10,13	0,0000	0,296708	0,439046	0,042804
ani06*	0,3449985	0,04599	7,5	0,0000	0,25485	0,435147	0,04399
ani07*	0,3548075	0,04766	7,45	0,0000	0,261403	0,448211	0,041975
ani08*	0,3695877	0,04962	7,45	0,0000	0,272338	0,466838	0,042281
ani09*	0,3935458	0,04432	8,88	0,0000	0,306684	0,480408	0,043286
utu*	0,2166533	0,00509	42,59	0,0000	0,206683	0,226624	0,198124
Inpibani	-0,7826431	0,18285	-4,28	0,0000	-1,14101	-0,424272	4,5048
faserec*	-0,0267162	0,01158	-2,31	0,0210	-0,049415	-0,004017	0,464179

trim1*	-0,0245555	0,0063	-3,9	0,0000	-0,0369	-0,012211	0,249411
trim3*	-0,0303703	0,00629	-4,83	0,0000	-0,042693	-0,018047	0,251973
trim4*	-0,0316405	0,0068	-4,65	0,0000	-0,044967	-0,018314	0,246661

- **Capacidad predictiva_modelo 1.2 (HOMBRES)**

Classified + if predicted Pr(D) >= .5		
True D defined as pe11 != 0		
Sensitivity	Pr(+ D)	81,91%
Specificity	Pr(- ~D)	81,66%
Positive predictive value	Pr(D +)	83,65%
Negative predictive value	Pr(~D -)	79,75%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	18,34%
False - rate for true D	Pr(- D)	18,09%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	16,35%
False - rate for classified -	Pr(D -)	20,25%
Correctly classified		81,79%

- **Cambios en la probabilidad de asistencia ante variaciones de las variables macroeconómicas -modelo 1.2 (HOMBRES)**

	min >max	0>1	+1/2	+sd/2	MargEfct
Inpibani	0,4972	0,0000	0,6711	0,1345	0,7788
faserec	0,0266	0,0266	0,0266	0,0129	0,0266

- **MODELO BASE 1.2 MUJERES**

Probit regression		Number of obs = 89654				
Wald chi2(59) = 25066,43		Prob > chi2 = 0,0000				
Log pseudolikelihood = -1245765,3		Pseudo R2 = 0,4340				
variable	dy/dx	Std. Err	z	P> z	[95% C.I.]	X
edad15*	-0,1621341	0,01040	-15,59	0,00000	-0,182522 -0,141747	0,15331
edad16*	-0,3085222	0,01116	-27,64	0,00000	-0,330401 -0,286644	0,150274
edad17*	-0,4328988	0,01170	-37	0,00000	-0,45583 -0,409967	0,146321
edad18*	-0,5804911	0,01041	-55,78	0,00000	-0,600887 -0,560095	0,115986
edad19*	-0,648093	0,00893	-72,54	0,00000	-0,665604 -0,630581	0,087416
edad20*	-0,6989239	0,00704	-99,32	0,00000	-0,712716 -0,685132	0,07718
edad21*	-0,7272921	0,00542	-134,3	0,00000	-0,737906 -0,716678	0,065219
edad22*	-0,7397252	0,00447	-165,64	0,00000	-0,748478 -0,730973	0,057325
coh72_75*	0,0290363	0,01068	2,72	0,00700	0,008113 0,04996	0,158038
coh76_79*	0,0314917	0,01636	1,93	0,05400	-0,000569 0,063553	0,177541
coh80_83*	0,0304846	0,02217	1,38	0,16900	-0,012964 0,073934	0,170578
coh84_87*	0,0129895	0,02862	0,45	0,65000	-0,043098 0,069077	0,167674
coh88_91*	0,0249295	0,03400	0,73	0,46300	-0,041719 0,091578	0,142052
coh92_95*	0,0782229	0,03535	2,21	0,02700	0,008936 0,14751	0,068094
ed7*	0,1739031	0,00549	31,66	0,00000	0,163136 0,18467	0,12173
ed8*	0,193255	0,00558	34,64	0,00000	0,182322 0,204188	0,202178
ed9*	0,2416303	0,00545	44,34	0,00000	0,230949 0,252311	0,212391
ed10*	0,297006	0,00488	60,9	0,00000	0,287447 0,306565	0,18469
ed11*	0,3346053	0,00356	93,94	0,00000	0,327624 0,341586	0,117887
rezagado*	-0,1944379	0,00620	-31,34	0,00000	-0,206597 -0,182279	0,569232
ingsin~v	0,0942914	0,00370	25,48	0,00000	0,087039 0,101544	8,34941
adued9*	0,134482	0,00441	30,49	0,00000	0,125837 0,143127	0,396305
hogext*	-0,1032256	0,00445	-23,21	0,00000	-0,111944 -0,094507	0,370932
numninos	-0,0246796	0,00187	-13,2	0,00000	-0,028344 -0,021015	0,923812
madre*	0,047643	0,01025	4,65	0,00000	0,027546 0,06774	0,955608
padre*	-0,0001169	0,00496	-0,02	0,98100	-0,009841 0,009607	0,774468
zon1*	0,0391954	0,00542	7,23	0,00000	0,028563 0,049828	0,465486
zon2*	0,051617	0,00724	7,13	0,00000	0,037427 0,065807	0,101663
zon3*	0,0303367	0,00678	4,48	0,00000	0,017057 0,043616	0,139557
zon4*	0,0405332	0,00802	5,05	0,00000	0,024807 0,056259	0,085844

ani87*	-0,0113242	0,02035	-0,56	0,57800	-0,051211	0,028563	0,036399
ani88*	-0,0130496	0,02357	-0,55	0,58000	-0,059236	0,033137	0,036833
ani89*	-0,0171346	0,02577	-0,66	0,50600	-0,067652	0,033383	0,037532
ani90*	-0,0062419	0,02933	-0,21	0,83100	-0,063726	0,051242	0,038113
ani91*	0,0272146	0,03178	0,86	0,39200	-0,035065	0,089495	0,038803
ani92*	0,0219759	0,04197	0,52	0,60100	-0,060283	0,104234	0,040445
ani93*	0,0036359	0,05041	0,07	0,94300	-0,095169	0,102441	0,04157
ani94*	-0,009101	0,06072	-0,15	0,88100	-0,128117	0,109915	0,041203
ani95*	0,0210858	0,06205	0,34	0,73400	-0,10052	0,142692	0,041427
ani96*	0,0297655	0,06111	0,49	0,62600	-0,090008	0,149539	0,047301
ani97*	0,0292879	0,06922	0,42	0,67200	-0,106389	0,164965	0,044458
ani98*	0,0445023	0,07490	0,59	0,55200	-0,1023	0,191305	0,043266
ani99*	0,0747341	0,07137	1,05	0,29500	-0,065142	0,21461	0,043533
ani00*	0,0832071	0,06728	1,24	0,21600	-0,048658	0,215072	0,043988
ani01*	0,1323933	0,05563	2,38	0,01700	0,02337	0,241417	0,044263
ani02*	0,1575615	0,04588	3,43	0,00100	0,067644	0,247479	0,042938
ani03*	0,1736501	0,03851	4,51	0,00000	0,098181	0,249119	0,042579
ani04*	0,1875965	0,04096	4,58	0,00000	0,107318	0,267875	0,043366
ani05*	0,1526415	0,05306	2,88	0,00400	0,048641	0,256642	0,042529
ani06*	0,1307057	0,06353	2,06	0,04000	0,006189	0,255223	0,044117
ani07*	0,138042	0,06824	2,02	0,04300	0,004304	0,271781	0,042924
ani08*	0,1364196	0,07861	1,74	0,08300	-0,017654	0,290493	0,042979
ani09*	0,1545837	0,07818	1,98	0,04800	0,001353	0,307815	0,042726
utu*	0,2095935	0,00419	49,99	0,00000	0,201377	0,21781	0,110957
Inpibani	-0,2647889	0,17424	-1,52	0,12900	-0,606291	0,076713	4,50321
faserec*	-0,0193515	0,01079	-1,79	0,07300	-0,0405	0,001797	0,465281
trim1*	-0,0194046	0,00604	-3,21	0,00100	-0,031245	-0,007564	0,249921
trim3*	-0,0163882	0,00600	-2,73	0,00600	-0,028154	-0,004623	0,253712
trim4*	-0,0222545	0,00655	-3,4	0,00100	-0,03509	-0,009419	0,248426
(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1							

- Cambios en la probabilidad de asistencia ante variaciones de las variables macroeconómicas- modelo 1.2 (MUJERES)

	min >max	0>1	+1/2	+sd/2	MargEfect
Inpibani	0,1772	0,0004	0,2559	0,0454	0,2601
faserec	0,0191	0,0191	0,0190	0,0092	0,0190

- Capacidad predictiva- modelo 1.2 (MUJERES)

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	
Sensitivity	Pr(+ D) 87,54%
Specificity	Pr(- ~D) 75,38%
Positive predictive value	Pr(D +) 86,15%
Negative predictive value	Pr(~D -) 77,57%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D) 24,62%
False - rate for true D	Pr(- D) 12,46%
False + rate for classified +	Pr(~D +) 13,85%
False - rate for classified -	Pr(D -) 22,43%
Correctly classified	83,12%

Especificación 1.4 (CON CICLO DEL PIB)

Probit regression	Number of obs = 189737
Wald chi2(60) = 53811,33	
Prob > chi2 = 0,0000	
Log pseudolikelihood = -2748804,2	Pseudo R2 = 0,4320

- Efectos marginales modelo 1.4

variable	dy/dx	Std. Err	. z	P> z	[95%	C.I.]	X
pe2*	-0,0971068	0,00304	-31,99	0,00000	-0,103057	-0,091156	0,52852
edad15*	-0,1749854	0,00722	-24,23	0,00000	-0,189141	-0,16083	0,143508
edad16*	-0,3269322	0,00725	-45,1	0,00000	-0,34114	-0,312725	0,143514
edad17*	-0,4592539	0,00693	-66,23	0,00000	-0,472845	-0,445663	0,140306
edad18*	-0,5847486	0,00565	-103,45	0,00000	-0,595828	-0,57367	0,120267
edad19*	-0,6341311	0,00453	-140,07	0,00000	-0,643004	-0,625258	0,093582
edad20*	-0,6695402	0,00342	-195,65	0,00000	-0,676247	-0,662833	0,082561
edad21*	-0,6863017	0,00277	-247,39	0,00000	-0,691739	-0,680864	0,074208
edad22*	-0,6904713	0,00239	-289,24	0,00000	-0,69515	-0,685792	0,064743
coh72_75*	0,0307851	0,00815	3,78	0,00000	0,014807	0,046763	0,159005
coh76_79*	0,0289534	0,01244	2,33	0,02000	0,004566	0,053341	0,178498
coh80_83*	0,0151917	0,01697	0,9	0,37100	-0,01806	0,048443	0,171482
coh84_87*	0,0109564	0,0215	0,51	0,61000	-0,031173	0,053086	0,168937
coh88_91*	0,0137827	0,02584	0,53	0,59400	-0,036868	0,064434	0,138975
coh92_95*	0,0757483	0,02798	2,71	0,00700	0,020912	0,130584	0,064003
ed7*	0,1867105	0,0045	41,52	0,00000	0,177897	0,195524	0,132456
ed8*	0,2077469	0,00448	46,33	0,00000	0,198959	0,216535	0,205872
ed9*	0,251612	0,00452	55,66	0,00000	0,242752	0,260472	0,208732
ed10*	0,3325945	0,00394	84,41	0,00000	0,324871	0,340318	0,166141
ed11*	0,3907514	0,00278	140,39	0,00000	0,385296	0,396207	0,101433
rezagado*	-0,2093506	0,00468	-44,73	0,00000	-0,218524	-0,200178	0,627931
ingsin~v	0,1213585	0,00281	43,22	0,00000	0,115855	0,126862	8,35958
adued9*	0,152619	0,00329	46,34	0,00000	0,146164	0,159074	0,401568
hogext*	-0,0714829	0,00334	-21,38	0,00000	-0,078037	-0,064929	0,340424
numninos	-0,0219244	0,00146	-15,05	0,00000	-0,02478	-0,019068	0,858161
madre*	0,0421574	0,00724	5,82	0,00000	0,027964	0,05635	0,952778
padre*	-0,0060698	0,00376	-1,61	0,10700	-0,013442	0,001303	0,783932
zon1*	0,0556329	0,00401	13,86	0,00000	0,047766	0,0635	0,464726
zon2*	0,0734344	0,00549	13,38	0,00000	0,062678	0,084191	0,099611
zon3*	0,0375441	0,00513	7,32	0,00000	0,027489	0,047599	0,135803
zon4*	0,0280281	0,00603	4,65	0,00000	0,016214	0,039842	0,085719
ani87*	-0,0344724	0,01311	-2,63	0,00900	-0,060171	-0,008774	0,03634
ani88*	-0,0562349	0,0121	-4,65	0,00000	-0,079948	-0,032522	0,035982
ani89*	-0,0635587	0,01204	-5,28	0,00000	-0,087162	-0,039956	0,037316
ani90*	-0,0561733	0,01305	-4,31	0,00000	-0,081747	-0,0306	0,038119
ani91*	-0,0387987	0,01371	-2,83	0,00500	-0,06567	-0,011927	0,038997
ani92*	-0,0467286	0,01436	-3,25	0,00100	-0,074877	-0,018581	0,039679
ani93*	-0,0705816	0,01509	-4,68	0,00000	-0,100157	-0,041006	0,041445
ani94*	-0,1030013	0,01663	-6,19	0,00000	-0,135603	-0,0704	0,041607
ani95*	-0,0823443	0,01698	-4,85	0,00000	-0,11562	-0,049069	0,041575
ani96*	-0,0610522	0,01718	-3,55	0,00000	-0,094728	-0,027377	0,045948
ani97*	-0,0527544	0,0183	-2,88	0,00400	-0,088631	-0,016878	0,045053
ani98*	-0,0414405	0,02061	-2,01	0,04400	-0,081834	-0,001047	0,044092
ani99*	-0,0245416	0,02074	-1,18	0,23700	-0,065188	0,016104	0,043721
ani00*	0,0121197	0,02069	0,59	0,55800	-0,028427	0,052667	0,045021
ani01*	0,0606289	0,02023	3	0,00300	0,020981	0,100277	0,04472
ani02*	0,0959643	0,02171	4,42	0,00000	0,053418	0,13851	0,042965
ani03*	0,1375813	0,02089	6,59	0,00000	0,096636	0,178527	0,043235
ani04*	0,1531563	0,01999	7,66	0,00000	0,113975	0,192338	0,043782
ani05*	0,1193366	0,02191	5,45	0,00000	0,076398	0,162275	0,042674
ani06*	0,053688	0,02478	2,17	0,03000	0,005118	0,102258	0,04405
ani07*	0,0490028	0,02592	1,89	0,05900	-0,001807	0,099813	0,042422
ani08*	0,0272449	0,0278	0,98	0,32700	-0,027251	0,081741	0,04261
ani09*	0,0367201	0,0283	1,3	0,19400	-0,018742	0,092182	0,043022
utu*	0,2151294	0,00337	63,86	0,00000	0,208527	0,221732	0,157026
ciclot~m	-0,3356234	0,14911	-2,25	0,02400	-0,627867	-0,04338	0,003456

faserec*	-0,0182318	0,00839	-2,17	0,03000	-0,034673	-0,00179	0,464699
trim1*	-0,0188848	0,00433	-4,37	0,00000	-0,027364	-0,010406	0,249651
trim3*	-0,0271633	0,00437	-6,21	0,00000	-0,035735	-0,018591	0,252793
trim4*	-0,0352565	0,00434	-8,12	0,00000	-0,043767	-0,026746	0,247493

- **Capacidad predictiva_ modelo 1.4 (ciclo + fase rec)**

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	
Sensitivity	Pr(+ D) 84,62%
Specificity	Pr(- ~D) 79,09%
Positive predictive value	Pr(D +) 84,94%
Negative predictive value	Pr(~D -) 78,68%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D) 20,91%
False - rate for true D	Pr(- D) 15,38%
False + rate for classified +	Pr(~D +) 15,06%
False - rate for classified -	Pr(D -) 21,32%
Correctly classified	82,31%

Especificación 1.6: INTERACCIONES

Se prueban distintas interacciones para ver efecto conjunto de variables macro y de control. Se muestran aquí sólo las interacciones que resultaron significativas. Como puede observarse, la incorporación de estas interacciones no mejora el ajuste del modelo y complejiza el ejercicio interpretativo, por esto es que se presentan aquí pero no se define esta especificación como "modelo base".

Probit regression		Number of obs = 189737
Wald chi2(119) = 55441,34		
Prob > chi2 = 0,0000		
Log pseudolikelihood = -2817233	Pseudo R2 =	0,4179

pe11	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
edad / c.Inpibani						
15	0,3096038	0,1159774	2,67	0,0080	0,0822923	0,5369153
16	0,3596105	0,1193217	3,01	0,0030	0,1257443	0,5934768
17	0,2434192	0,126309	1,93	0,0540	-0,0041418	0,4909802
20	0,3109798	0,1572321	1,98	0,0480	0,0028105	0,6191491
21	0,3687585	0,1705262	2,16	0,0310	0,0345332	0,7029838
22	0,325473	0,1834127	1,77	0,0760	-0,0340094	0,6849553
edad / fases						
15 2	0,2159756	0,0639685	3,38	0,0010	0,0905997	0,3413514
16 2	0,1588461	0,0617292	2,57	0,0100	0,0378591	0,2798331
PIB / Ingsinjob						
	0,2425369	0,0403231	6,01	0,0000	0,1635052	0,3215687
Fases / Insinjob						
1	-0,0890105	0,0191189	-4,66	0,0000	-0,1264828	-0,0515382
2	-0,1021617	0,0186925	-5,47	0,0000	-0,1387984	-0,065525
PIB/años edu						
7	-1,221822	0,094376	-12,95	0,0000	-1,406795	-1,036848
8	-0,9554028	0,0849621	-11,25	0,0000	-1,121926	-0,7888801
9	-1,050489	0,0863377	-12,17	0,0000	-1,219707	-0,8812699
10	-0,6610726	0,0935924	-7,06	0,0000	-0,8445104	-0,4776349
11	-1,137778	0,1109478	-10,26	0,0000	-1,355231	-0,9203238
Años edu /Fases						
6 1	-0,1937305	0,0544626	-3,56	0,0000	-0,3004752	-0,0869858
6 2	-0,3341183	0,0532868	-6,27	0,0000	-0,4385586	-0,229678
6 4	0,1537039	0,0569001	2,7	0,0070	0,0421817	0,265226
7 1	-0,1989206	0,0563728	-3,53	0,0000	-0,3094092	-0,088432
7 2	-0,3133426	0,0552055	-5,68	0,0000	-0,4215434	-0,2051417
7 3	-0,0966502	0,0580116	-1,67	0,0960	-0,2103509	0,0170504
8 1	-0,1444818	0,0526728	-2,74	0,0060	-0,2477185	-0,041245
8 2	-0,1889656	0,051464	-3,67	0,0000	-0,2898331	-0,0880981

9 1	-0,2193055	0,051031	-4,3	0,0000	-0,3193244	-0,1192867
9 2	-0,2514951	0,0499209	-5,04	0,0000	-0,3493383	-0,153652

ANEXO IV: ESPECIFICACIONES 2.1 (MECANISMOS)

1. Pruebas de exogeneidad (variable costo de oportunidad) en especificación 2.1 con variables instrumentales.

1.1 Modelos para los que se rechaza exogeneidad al 1% de significación

- Modelo global 1986-2009

ivprobit pe11 \$micro3 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe3>13 & pe3<23 [pw=pesoan] ,vce(robust)							
Probit model with endogenous regressors Number of obs = 184651							
Wald chi2(56) = 52105,42							
Log pseudolikelihood = -2200616 Prob > chi2 = 0,0000							
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
/athrho	0,0525047	0,0189357	2,77	0,00600	0,0153915	0,0896179	
/lnsigma	-1,487152	0,0020489	-725,82	0,00000	-1,491168	-1,483136	
rho	0,0524565	0,0188836			0,0153903	0,0893788	
sigma	0,2260155	0,0004631			0,2251097	0,226925	
Instrumented: costo_jov							
Instruments: pe2 edad15 edad16 edad17 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 coh92_95 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97 ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25							
Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 7,69 Prob > chi2 = 0,0056							

- Modelo para hombres

ivprobit pe11 \$micro35 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe3>13 & pe3<23 & pe2==1 [pw=pesoan] vce(robust)							
Probit model with endogenous regressors Number of obs = 97473							
Wald chi2(55) = 27948,01							
Log pseudolikelihood = -1211303 Prob > chi2 = 0,0000							
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
/athrho	0,0767774	0,0251693	3,05	0,00200	0,0274466	0,1261083	
/lnsigma	-1,484138	0,0027845	-533	0,00000	-1,489595	-1,47868	
rho	0,0766269	0,0250215			0,0274397	0,125444	
sigma	0,2266978	0,0006312			0,2254639	0,2279384	

Instrumented: costo_jov							
Instruments: pe2 edad15 edad16 edad17 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 coh92_95 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97 ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25							
Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 9,31 Prob > chi2 = 0,0023							

- Modelo para jóvenes de 18 a 22 años

ivprobit pe11 \$micro38 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe3>17 & pe3<23 [pw=pesoan] vce(robust)							
Probit model with endogenous regressors Number of obs = 79351							
Wald chi2(51) = 17342,31							
Log pseudolikelihood = -1147937,1 Prob > chi2 = 0,0000							
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
/athrho	0,0851653	0,0263314	3,23	0,00100	0,0335567	0,1367738	
/lnsigma	-1,487143	0,0030962	-480,31	0,00000	-1,493212	-1,481075	
rho	0,0849599	0,0261413			0,0335441	0,1359273	
sigma	0,2260174	0,0006998			0,22465	0,2273932	
Instrumented: costo_jov							
Instruments: pe2 edad19 edad20 edad21 edad22 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97							

ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25
Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 10,46 Prob > chi2 = 0,0012

1.1 Modelos para los que no se rechaza exogeneidad al 1% de significación:

- Modelo para jóvenes de 14 a 17 años

ivprobit pe11 \$micro37 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe3>13 & pe3<18 [pw=pesoan] vce(robust)						
Probit model with endogenous regressors			Number of obs = 105300			
Wald chi2(51) = 22489,73						
Log pseudolikelihood = -1017178			Prob > chi2 = 0,0000			
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	0,0235404	0,0274254	0,86	0,39100	-0,0302125	0,0772933
/lnsigma	-1,488256	0,002733	-544,56	0,00000	-1,493612	-1,482899
rho	0,0235361	0,0274103			-0,0302033	0,0771397
sigma	0,2257661	0,000617			0,2245601	0,2269787
Instrumented: costo_jov						
Instruments: pe2 edad15 edad16 edad17 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 coh92_95 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97 ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25						
Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 0,74 Prob > chi2 = 0,3907						

- Modelo para jóvenes hombres de 14 a 17 años

ivprobit pe11 \$micro31 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe2==1 & pe3>13 & pe3<18 [pw=pesoan] ,vce(robust)						
Probit model with endogenous regressors			Number of obs = 52720			
Wald chi2(50) = 12068,06						
Log pseudolikelihood = -571290,45			Prob > chi2 = 0,0000			
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	0,0279699	0,0366684	0,76	0,44600	-0,0438989	0,0998387
/lnsigma	-1,486925	0,0038016	-391,13	0,00000	-1,494376	-1,479474
rho	0,0279626	0,0366397			-0,0438707	0,0995083
sigma	0,2260668	0,0008594			0,2243887	0,2277576

Instrumented: costo_jov						
Instruments: edad15 edad16 edad17 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 coh92_95 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97 ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25						
Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 0,58 Prob > chi2 = 0,4456						

- Modelo para jóvenes mujeres de 14 a 17 años

ivprobit pe11 \$micro31 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing (costo_jov = costo_may25) if pe2==0 & pe3>13 & pe3<18 [pw=pesoan], vce(robust)						
Probit model with endogenous regressors			Number of obs = 52580			
Wald chi2(50) = 10394,84						
Log pseudolikelihood = -439142,15			Prob > chi2 = 0,0000			
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/athrho	0,0298813	0,0414903	0,72	0,47100	-0,0514382	0,1112008
/lnsigma	-1,490696	0,0039206	-380,22	0,00000	-1,498381	-1,483012
rho	0,0298724	0,0414533			-0,0513928	0,1107447
sigma	0,2252157	0,000883			0,2234918	0,226953

Instrumented: costo_jov						
Instruments: edad15 edad16 edad17 coh72_75 coh76_79 coh80_83 coh84_87 coh88_91 coh92_95 ed7 ed8 ed9 ed10 ed11 rezagado ingsinjob adued9 hogext numninos madre padre ani87 ani88 ani89 ani90 ani91 ani92 ani93 ani94 ani95 ani96 ani97 ani98 ani99 ani00 ani01 ani02 ani03 ani04 ani05 ani06 ani07 ani08 ani09 utu trim1 trim3 trim4 prom_ing costo_may25						

Wald test of exogeneity (/athrho = 0): chi2(1) = 0,52 Prob > chi2 = 0,4714

2. Prueba de exogeneidad (variable costo de oportunidad) en especificación 2.1 con test de Rivers y Vuong

Luego de realizar una regresión MCO sobre el costo de oportunidad de jóvenes por zona con las variables de control y el instrumento (costo de oportunidad de adultos por zona), se estima un *probit* sobre las variables de control y el costo de oportunidad de los jóvenes (sin el instrumento) incluyendo los residuos estimados de la regresión previa como regresor. Como el p-valor del coeficiente asociado a los residuos estimados (*vhat*) es 0,006 se rechaza la exogeneidad del costo de oportunidad.

. probit pe11 \$micro3 utu trim1 trim3 trim4 salte3_triz proming2_triz vhat if pe3>13 & pe3<23 [pw=pesoan] ,vce(robust)						
Probit regression			Number of obs = 184651			
Wald chi2(57) = 52033,45						
Log pseudolikelihood = -2673546,7			Pseudo R2 = 0,4323			
	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
vhat	,2324126	,0837894	2,77	0,006	,0681883	,3966368

3. Estimaciones de los modelos 2.1 (MECANISMOS):

2.1. Estimaciones IVPROBIT: se instrumenta el costo de oportunidad de los jóvenes con el salario ponderado por la tasa de empleo de los mayores de 25 años.

- Modelo global (1986-2009) –ivprobit–

Probit model with endogenous regressors		Number of obs = 184651	
Wald chi2(56) = 52288,52			
Log pseudolikelihood = -2419406,6		Prob > chi2 = 0,0000	

Efectos marginales

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
costo_~v	-0,2286098	0,0385	-5,94	0,0000	-0,304074	-0,153145	5,70732
pe2*	-0,0966802	0,00309	-31,24	0,0000	-0,102745	-0,090615	0,528938
edad15*	-0,1757979	0,00732	-24,03	0,0000	-0,190139	-0,161456	0,143529
edad16*	-0,3255285	0,00738	-44,13	0,0000	-0,339987	-0,31107	0,143225
edad17*	-0,4580332	0,00714	-64,17	0,0000	-0,472022	-0,444044	0,1401
edad18*	-0,5830867	0,00591	-98,65	0,0000	-0,594671	-0,571502	0,120335
edad19*	-0,6325635	0,00482	-131,3	0,0000	-0,642006	-0,623121	0,093941
edad20*	-0,6687498	0,00366	-182,65	0,0000	-0,675926	-0,661574	0,082748
edad21*	-0,6855157	0,003	-228,56	0,0000	-0,691394	-0,679637	0,074274
edad22*	-0,6902189	0,00256	-269,85	0,0000	-0,695232	-0,685206	0,064685
coh72_75*	0,0332577	0,00838	3,97	0,0000	0,016829	0,049686	0,159447
coh76_79*	0,032676	0,01276	2,56	0,0100	0,007669	0,057683	0,183357
coh80_83*	0,0185331	0,01745	1,06	0,2880	-0,01566	0,052726	0,17615
coh84_87*	0,0170166	0,0221	0,77	0,4410	-0,026299	0,060332	0,173536
coh88_91*	0,0220181	0,02658	0,83	0,4070	-0,03007	0,074106	0,142758
coh92_95*	0,0837656	0,02864	2,92	0,0030	0,027628	0,139904	0,065745
ed7*	0,1841955	0,00457	40,34	0,0000	0,175245	0,193146	0,132443
ed8*	0,2043653	0,00456	44,78	0,0000	0,19542	0,213311	0,206076
ed9*	0,2486123	0,00461	53,9	0,0000	0,239572	0,257653	0,209275
ed10*	0,3303838	0,00403	82,02	0,0000	0,322489	0,338279	0,166205
ed11*	0,3878635	0,00287	135,04	0,0000	0,382234	0,393493	0,101454
rezagado*	-0,2088825	0,00477	-43,81	0,0000	-0,218227	-0,199538	0,628112

ingsin~v	0,1235307	0,00287	42,98	0,0000	0,117898	0,129164	8,36726
adued9*	0,1486209	0,00365	40,74	0,0000	0,141472	0,15577	0,40401
hogext*	-0,0732271	0,00341	-21,46	0,0000	-0,079915	-0,06654	0,340079
numninos	-0,0217077	0,00148	-14,66	0,0000	-0,02461	-0,018805	0,855564
madre*	0,0431359	0,00732	5,9	0,0000	0,028797	0,057474	0,952681
padre*	-0,0051057	0,00384	-1,33	0,1830	-0,012625	0,002413	0,783146
ani87*	-0,0197771	0,01778	-1,11	0,2660	-0,054621	0,015067	0,037329
ani88*	-0,0327982	0,01824	-1,8	0,0720	-0,068548	0,002951	0,036961
ani89*	-0,0298325	0,01903	-1,57	0,1170	-0,067135	0,00747	0,038332
ani90*	-0,0436191	0,01871	-2,33	0,0200	-0,080298	-0,00694	0,039157
ani91*	-0,0339861	0,01878	-1,81	0,0700	-0,070794	0,002822	0,040058
ani92*	-0,0482669	0,01955	-2,47	0,0140	-0,086587	-0,009946	0,040759
ani93*	-0,0801983	0,02021	-3,97	0,0000	-0,119819	-0,040578	0,042573
ani94*	-0,1096577	0,02146	-5,11	0,0000	-0,15171	-0,067605	0,042739
ani95*	-0,0665914	0,02211	-3,01	0,0030	-0,109931	-0,023252	0,042707
ani96*	-0,0777617	0,02231	-3,49	0,0000	-0,121483	-0,034041	0,047199
ani97*	-0,0709289	0,02299	-3,09	0,0020	-0,115985	-0,025872	0,046279
ani98*	-0,0549858	0,02404	-2,29	0,0220	-0,102095	-0,007877	0,045292
ani99*	-0,0733895	0,02557	-2,87	0,0040	-0,123511	-0,023268	0,044911
ani00*	-0,0861457	0,02968	-2,9	0,0040	-0,144327	-0,027964	0,046246
ani01*	-0,0553882	0,0322	-1,72	0,0850	-0,118495	0,007719	0,045937
ani02*	-0,0612968	0,03989	-1,54	0,1240	-0,139477	0,016884	0,044134
ani03*	-0,1220706	0,05651	-2,16	0,0310	-0,23283	-0,011311	0,044412
ani04*	-0,0987363	0,05494	-1,8	0,0720	-0,206416	0,008943	0,044974
ani05*	-0,0783798	0,04604	-1,7	0,0890	-0,168623	0,011863	0,043836
ani06*	-0,1173135	0,04274	-2,74	0,0060	-0,201081	-0,033546	0,045249
ani07*	-0,0910992	0,03919	-2,32	0,0200	-0,167911	-0,014287	0,043577
ani08*	-0,1121081	0,03928	-2,85	0,0040	-0,189088	-0,035129	0,04377
ani09*	-0,1126384	0,04213	-2,67	0,0070	-0,195205	-0,030072	0,044193
utu*	0,2189566	0,00339	64,59	0,0000	0,212313	0,2256	0,156211
trim1*	-0,0162038	0,00441	-3,67	0,0000	-0,024854	-0,007554	0,247359
trim3*	-0,0270509	0,00441	-6,14	0,0000	-0,035685	-0,018416	0,250527
trim4*	-0,037839	0,00444	-8,52	0,0000	-0,046545	-0,029133	0,25423
prom_ing	0,2191643	0,0358	6,12	0,0000	0,148999	0,289329	8,37047

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

- Capacidad predictiva modelo 2.1_ivprobit

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	

Sensitivity	Pr(+ D) 84,63%
Specificity	Pr(- -D) 79,03%
Positive predictive value	Pr(D +)
84,94%	
Negative predictive value	Pr(~D -)
78,63%	

False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)
20,97%	
False - rate for true D	Pr(- D) 15,37%
False + rate for classified +	Pr(~D +)
15,06%	
False - rate for classified -	Pr(D -) 21,37%

Correctly classified	82,29%

- Modelo para hombres –ivprobit–

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95%	C.I.]	X
costo_~v	-0,3193	0,0530	-6,0300	0,00000	-0,423057	-0,215494	5,71035
edad15*	-0,1806	0,0097	-18,6400	0,0000	-0,19964	-0,161656	0,134892
edad16*	-0,3281	0,0092	-35,5700	0,0000	-0,34613	-0,309977	0,137108
edad17*	-0,4581	0,0083	-55,0800	0,0000	-0,47438	-0,441783	0,13485
edad18*	-0,5633	0,0065	-86,3700	0,0000	-0,57610	-0,550532	0,124084
edad19*	-0,5992	0,0051	-116,6800	0,0000	-0,60929	-0,589159	0,099615
edad20*	-0,6236	0,0040	-157,6300	0,0000	-0,63137	-0,615862	0,087554
edad21*	-0,6350	0,0035	-181,3700	0,0000	-0,64184	-0,628114	0,082253
edad22*	-0,6340	0,0031	-202,7700	0,0000	-0,64016	-0,627898	0,071262
coh72_75*	0,0296	0,0123	2,4200	0,0160	0,00562	0,05365	0,160376
coh76_79*	0,0246	0,0185	1,3300	0,1850	-0,01177	0,060907	0,184088
coh80_83*	-0,0016	0,0253	-0,0600	0,9510	-0,05104	0,04793	0,176839
coh84_87*	0,0097	0,0319	0,3000	0,7620	-0,05279	0,072114	0,174556
coh88_91*	0,0055	0,0385	0,1400	0,8860	-0,06991	0,080913	0,139828
coh92_95*	0,0719	0,0431	1,6700	0,0950	-0,01263	0,156401	0,061947
ed7*	0,1907	0,0070	27,2700	0,0000	0,17698	0,204397	0,14193
ed8*	0,2145	0,0070	30,7800	0,0000	0,20080	0,228107	0,208975
ed9*	0,2524	0,0073	34,5700	0,0000	0,23805	0,266662	0,206128
ed10*	0,3596	0,0065	55,4800	0,0000	0,34690	0,37231	0,149589
ed11*	0,4375	0,0047	93,8000	0,0000	0,42840	0,446679	0,086729
rezagado*	-0,2169	0,0072	-30,3100	0,0000	-0,23090	-0,202858	0,680686
ingsin~v	0,1467	0,0042	35,3600	0,0000	0,13853	0,154786	8,37668
adued9*	0,1583	0,0053	29,7600	0,0000	0,14789	0,168749	0,408695
hogext*	-0,0369	0,0049	-7,5300	0,0000	-0,04655	-0,027333	0,31282
numninos	-0,0158	0,0022	-7,1800	0,0000	-0,02009	-0,011478	0,796934
madre*	0,0356	0,0100	3,5800	0,0000	0,01612	0,055125	0,950175
padre*	-0,0100	0,0056	-1,7900	0,0730	-0,02086	0,000937	0,791617
ani87*	-0,0149	0,0254	-0,5900	0,5580	-0,06465	0,034878	0,037246
ani88*	-0,0348	0,0258	-1,3500	0,1770	-0,08532	0,015697	0,036152
ani89*	-0,0228	0,0268	-0,8500	0,3960	-0,07538	0,029794	0,038103
ani90*	-0,0339	0,0263	-1,2900	0,1970	-0,08534	0,017596	0,039132
ani91*	-0,0368	0,0266	-1,3900	0,1660	-0,08892	0,015249	0,040204
ani92*	-0,0469	0,0275	-1,7100	0,0880	-0,10073	0,00699	0,040024
ani93*	-0,0682	0,0281	-2,4300	0,0150	-0,12325	-0,013189	0,042425
ani94*	-0,1033	0,0295	-3,5100	0,0000	-0,16112	-0,04557	0,043076
ani95*	-0,0523	0,0308	-1,7000	0,0890	-0,11267	0,008033	0,042808
ani96*	-0,0676	0,0311	-2,1800	0,0300	-0,12842	-0,006712	0,045923
ani97*	-0,0486	0,0319	-1,5200	0,1270	-0,11107	0,013868	0,046787
ani98*	-0,0303	0,0335	-0,9000	0,3670	-0,09594	0,035418	0,046013
ani99*	-0,0734	0,0354	-2,0700	0,0380	-0,14278	-0,003998	0,045047
ani00*	-0,0818	0,0406	-2,0200	0,0440	-0,16130	-0,002341	0,047156
ani01*	-0,0767	0,0447	-1,7200	0,0860	-0,16419	0,01084	0,04632
ani02*	-0,1002	0,0547	-1,8300	0,0670	-0,20735	0,007044	0,044125
ani03*	-0,1863	0,0725	-2,5700	0,0100	-0,32844	-0,044146	0,044978
ani04*	-0,1601	0,0720	-2,2200	0,0260	-0,30123	-0,019043	0,045318
ani05*	-0,1015	0,0629	-1,6100	0,1070	-0,22490	0,021827	0,043934

ani06*	-0,1469	0,0570	-2,5800	0,0100	-0,25866	-0,035085	0,045151
ani07*	-0,1169	0,0533	-2,1900	0,0280	-0,22130	-0,012478	0,043083
ani08*	-0,1339	0,0527	-2,5400	0,0110	-0,23715	-0,03057	0,043397
ani09*	-0,1388	0,0563	-2,4600	0,0140	-0,24923	-0,028442	0,044429
utu*	0,2215	0,0051	43,7400	0,0000	0,21155	0,231394	0,195949
trim1*	-0,0167	0,0062	-2,6800	0,0070	-0,02890	-0,004471	0,247053
trim3*	-0,0349	0,0062	-5,6000	0,0000	-0,04708	-0,022662	0,249784
trim4*	-0,0462	0,0063	-7,3800	0,0000	-0,05852	-0,033958	0,253175
prom_ing	0,3075	0,0486	6,3300	0,0000	0,21232	0,402635	8,37167
(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1							

- Capacidad predictiva modelo 2.1_hombres_ivprobit

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	

Sensitivity	Pr(+ D) 84,63%
Specificity	Pr(- -D) 79,03%
Positive predictive value	Pr(D +)
84,94%	
Negative predictive value	Pr(-D -)
78,63%	

False + rate for true ~D	Pr(+ -D)
20,97%	
False - rate for true D	Pr(- D) 15,37%
False + rate for classified +	Pr(-D +)
15,06%	
False - rate for classified -	Pr(D -) 21,37%

Correctly classified	82,29%

2.2. Estimaciones PROBIT para modelos sin problemas de endogeneidad en la variable costo de oportunidad

- Modelo 2.1 para mujeres

Probit regression		Number of obs = 87178					
		Wald chi2(55) = 24261,67					
		Prob > chi2 = 0,0000					
Log pseudolikelihood = -1212191,7		Pseudo R2 = 0,4332					
variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
-----+							
edad15*	-0,1642794	0,01055	-15,57	0,0000	-0,184962	-0,143597	0,153226
edad16*	-0,3092259	0,01134	-27,26	0,0000	-0,331461	-0,286991	0,150093
edad17*	-0,4328665	0,01203	-35,99	0,0000	-0,456441	-0,409292	0,145995
edad18*	-0,5791679	0,01066	-54,33	0,0000	-0,600061	-0,558275	0,116125
edad19*	-0,6458757	0,00917	-70,4	0,0000	-0,663857	-0,627895	0,087569
edad20*	-0,698613	0,00734	-95,22	0,0000	-0,712993	-0,684233	0,077352
edad21*	-0,7269156	0,00571	-127,31	0,0000	-0,738106	-0,715725	0,065315
edad22*	-0,7401871	0,00469	-157,85	0,0000	-0,749378	-0,730996	0,057301
coh72_75*	0,0352582	0,01093	3,23	0,0010	0,013844	0,056672	0,158405
coh76_79*	0,0400187	0,01666	2,4	0,0160	0,007372	0,072666	0,182535
coh80_83*	0,0412265	0,02254	1,83	0,0670	-0,002957	0,08541	0,175377
coh84_87*	0,0270207	0,02905	0,93	0,3520	-0,029919	0,08396	0,172391

coh88_91*	0,0419461	0,03434	1,22	0,2220	-0,025359	0,109251	0,146048
coh92_95*	0,0950203	0,03509	2,71	0,0070	0,026247	0,163794	0,070009
ed7*	0,1701559	0,0056	30,38	0,0000	0,159178	0,181134	0,121792
ed8*	0,1894012	0,00567	33,38	0,0000	0,178281	0,200522	0,202821
ed9*	0,238482	0,00554	43,08	0,0000	0,227631	0,249333	0,21281
ed10*	0,2940941	0,00495	59,39	0,0000	0,284388	0,3038	0,184863
ed11*	0,3318342	0,00362	91,71	0,0000	0,324742	0,338926	0,117988
rezagado*	-0,1940952	0,00628	-30,89	0,0000	-0,20641	-0,181781	0,569078
ingsin~v	0,0951434	0,00377	25,22	0,0000	0,08775	0,102537	8,35668
adued9*	0,1347468	0,00446	30,2	0,0000	0,126003	0,14349	0,39875
hogext*	-0,1031715	0,00451	-22,88	0,0000	-0,112008	-0,094335	0,370687
numninos	-0,0246299	0,0019	-12,97	0,0000	-0,028352	-0,020908	0,921396
madre*	0,0487822	0,0104	4,69	0,0000	0,028402	0,069162	0,955495
padre*	-0,0008281	0,00501	-0,17	0,8690	-0,010653	0,008997	0,773633
ani87*	-0,0310951	0,02312	-1,34	0,1790	-0,076409	0,014219	0,037423
ani88*	-0,0402553	0,02377	-1,69	0,0900	-0,086839	0,006329	0,037869
ani89*	-0,0490815	0,02473	-1,98	0,0470	-0,097545	-0,000618	0,038588
ani90*	-0,0599632	0,02552	-2,35	0,0190	-0,109989	-0,009937	0,039185
ani91*	-0,0357806	0,02542	-1,41	0,1590	-0,085602	0,01404	0,039894
ani92*	-0,0569916	0,02689	-2,12	0,0340	-0,1097	-0,004283	0,041583
ani93*	-0,095437	0,02854	-3,34	0,0010	-0,15138	-0,039494	0,04274
ani94*	-0,1231206	0,03037	-4,05	0,0000	-0,182636	-0,063605	0,042362
ani95*	-0,0946117	0,03069	-3,08	0,0020	-0,154772	-0,034452	0,042593
ani96*	-0,0883175	0,03127	-2,82	0,0050	-0,149614	-0,027021	0,048631
ani97*	-0,0968658	0,03279	-2,95	0,0030	-0,161141	-0,03259	0,045709
ani98*	-0,089737	0,0342	-2,62	0,0090	-0,15676	-0,022714	0,044483
ani99*	-0,0667486	0,03494	-1,91	0,0560	-0,135235	0,001738	0,044757
ani00*	-0,0652362	0,03617	-1,8	0,0710	-0,136123	0,00565	0,045226
ani01*	-0,0071914	0,03499	-0,21	0,8370	-0,075773	0,06139	0,045508
ani02*	0,0200836	0,03503	0,57	0,5660	-0,048579	0,088746	0,044145
ani03*	0,028193	0,03664	0,77	0,4420	-0,043625	0,100011	0,043777
ani04*	0,0390219	0,03686	1,06	0,2900	-0,033229	0,111272	0,044586
ani05*	-0,004208	0,04053	-0,1	0,9170	-0,083655	0,075239	0,043725
ani06*	-0,0377992	0,04243	-0,89	0,3730	-0,120952	0,045354	0,045358
ani07*	-0,0322197	0,04343	-0,74	0,4580	-0,117332	0,052893	0,044132
ani08*	-0,0553627	0,04605	-1,2	0,2290	-0,145615	0,034889	0,044188
ani09*	-0,0458274	0,04711	-0,97	0,3310	-0,138166	0,046511	0,043927
utu*	0,2110908	0,0042	50,28	0,0000	0,202862	0,219319	0,11159
prom_ing	0,0531556	0,01257	4,23	0,0000	0,028528	0,077784	8,36912
costo_~v	-0,0596437	0,00896	-6,65	0,0000	-0,077214	-0,042074	5,70392
trim1*	-0,0158383	0,00598	-2,65	0,0080	-0,027562	-0,004115	0,247703
trim3*	-0,0171702	0,00594	-2,89	0,0040	-0,028812	-0,005528	0,251363
trim4*	-0,0264127	0,00596	-4,43	0,0000	-0,038095	-0,014731	0,255414

- Capacidad predictiva modelo 2.1_ mujeres

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	
Sensitivity	Pr(+ D) 87,52%
Specificity	Pr(- -D) 75,11%
Positive predictive value	Pr(D +)
86,07%	
Negative predictive value	Pr(-D -)
77,39%	
False + rate for true ~D	Pr(+ -D)
24,89%	
False - rate for true D	Pr(- D) 12,48%
False + rate for classified +	Pr(~D +)
13,93%	

False - rate for classified - Pr(D| -) 22,61%
 Correctly classified 83,02%

- **Modelo 2.1 para jóvenes de 14 a 17 años**

Probit regression	Number of obs = 105300
	Wald chi2(51) = 22505,61
	Prob > chi2 = 0,0000
Log pseudolikelihood = -1288404,8	Pseudo R2 = 0,3613

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
pe2*	-0,0393852	0,0024	-16,44	0,00000	-0,044082 -0,034689	0,501943
edad15*	-0,1358592	0,00533	-25,48	0,00000	-0,14631 -0,125408	0,254476
edad16*	-0,2793934	0,00737	-37,9	0,00000	-0,293843 -0,264944	0,253937
edad17*	-0,4346576	0,01002	-43,39	0,00000	-0,45429 -0,415026	0,248397
coh72_75*	0,0136588	0,00801	1,71	0,08800	-0,002037 0,029355	0,150323
coh76_79*	0,0089767	0,01172	0,77	0,44400	-0,013991 0,031945	0,172209
coh80_83*	-0,0105037	0,01601	-0,66	0,51200	-0,04188 0,020873	0,169646
coh84_87*	-0,0166805	0,02017	-0,83	0,40800	-0,056206 0,022845	0,176544
coh88_91*	-0,0163206	0,02423	-0,67	0,50100	-0,063813 0,031172	0,179533
coh92_95*	-0,0018687	0,02575	-0,07	0,94200	-0,052345 0,048608	0,116566
ed7*	0,1068521	0,00222	48,13	0,00000	0,102501 0,111204	0,156701
ed8*	0,1533413	0,00262	58,52	0,00000	0,148206 0,158477	0,248186
ed9*	0,1741728	0,00276	63,2	0,00000	0,168771 0,179575	0,221623
ed10*	0,1678604	0,00243	69,13	0,00000	0,163101 0,17262	0,137978
ed11*	0,1509033	0,00173	87,31	0,00000	0,147516 0,154291	0,05935
rezagado*	-0,0693878	0,00471	-14,75	0,00000	-0,07861 -0,060165	0,382883
ingsin~v	0,0652398	0,00223	29,23	0,00000	0,060865 0,069614	8,39387
adued9*	0,0850358	0,0027	31,48	0,00000	0,079742 0,09033	0,442668
hogext*	-0,0299918	0,00278	-10,78	0,00000	-0,035442 -0,024541	0,287626
numninos	-0,0087048	0,00103	-8,43	0,00000	-0,01073 -0,00668	0,932328
madre*	0,0360952	0,00664	5,44	0,00000	0,02309 0,0491	0,962472
padre*	0,0051134	0,00305	1,68	0,09300	-0,000862 0,011088	0,802167
ani87*	-0,0132763	0,01344	-0,99	0,32300	-0,039617 0,013064	0,03787
ani88*	-0,0168681	0,01442	-1,17	0,24200	-0,045133 0,011396	0,037531
ani89*	-0,0282536	0,01637	-1,73	0,08400	-0,060339 0,003832	0,039596
ani90*	-0,023226	0,01617	-1,44	0,15100	-0,054924 0,008472	0,040874
ani91*	-0,0181885	0,0162	-1,12	0,26200	-0,049944 0,013567	0,041053
ani92*	-0,0221519	0,01724	-1,28	0,19900	-0,055943 0,011639	0,042681
ani93*	-0,0373883	0,01959	-1,91	0,05600	-0,075782 0,001006	0,042865
ani94*	-0,0716652	0,02233	-3,21	0,00100	-0,115423 -0,027907	0,042106
ani95*	-0,0322508	0,02005	-1,61	0,10800	-0,071538 0,007037	0,040822
ani96*	-0,0222542	0,02	-1,11	0,26600	-0,061444 0,016936	0,044497
ani97*	-0,0004487	0,01916	-0,02	0,98100	-0,038 0,037103	0,042646
ani98*	-0,0024166	0,01976	-0,12	0,90300	-0,04115 0,036317	0,042673
ani99*	0,0020107	0,01998	0,1	0,92000	-0,037155 0,041177	0,043474
ani00*	0,0177498	0,01915	0,93	0,35400	-0,019778 0,055278	0,044487
ani01*	0,0403046	0,01742	2,31	0,02100	0,006161 0,074449	0,043947
ani02*	0,0547931	0,01562	3,51	0,00000	0,024172 0,085414	0,042881
ani03*	0,0541431	0,01651	3,28	0,00100	0,021793 0,086493	0,045086
ani04*	0,0663661	0,01513	4,39	0,00000	0,036718 0,096014	0,044386
ani05*	0,0603705	0,01689	3,57	0,00000	0,027269 0,093472	0,044516
ani06*	0,0386276	0,02009	1,92	0,05500	-0,000756 0,078012	0,047045
ani07*	0,040054	0,02021	1,98	0,04800	0,000436 0,079672	0,045426
ani08*	0,0362684	0,0214	1,69	0,09000	-0,005675 0,078211	0,046655
ani09*	0,0494162	0,01996	2,48	0,01300	0,01029 0,088542	0,047099

utu*	0,0976786	0,00212	46,14	0,00000	0,09353	0,101828	0,111603
prom_ing	0,0426945	0,0072	5,93	0,00000	0,02859	0,056799	8,36329
costo_~v	-0,0361015	0,00503	-7,18	0,00000	-0,045953	-0,02625	5,6945
trim1*	-0,0046712	0,00345	-1,36	0,17500	-0,011428	0,002085	0,247839
trim3*	-0,0077905	0,00345	-2,26	0,02400	-0,01456	-0,001021	0,248719
trim4*	-0,016125	0,00349	-4,62	0,00000	-0,02297	-0,009281	0,253383

- Capacidad predictiva modelo 2.1_ Jóvenes 14 a 17 años

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	
Sensitivity	Pr(+ D) 94,57%
Specificity	Pr(- -D) 53,09%
Positive predictive value	Pr(D +) 88,26%
Negative predictive value	Pr(-D -) 72,38%
False + rate for true ~D	Pr(+ -D) 46,91%
False - rate for true D	Pr(- D) 5,43%
False + rate for classified +	Pr(~D +) 11,74%
False - rate for classified -	Pr(D -) 27,62%
Correctly classified	85,80%

- **Modelo 2.1 para hombres de 14 a 17 años**

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]		X
edad15*	-0,1173093	0,007	-16,77	0,0000	-0,131023	-0,103596	0,256945
edad16*	-0,2428451	0,01028	-23,63	0,0000	-0,262984	-0,222706	0,251692
edad17*	-0,376387	0,01413	-26,63	0,0000	-0,404088	-0,348686	0,244819
coh72_75*	0,0043869	0,00997	0,44	0,6600	-0,015148	0,023922	0,149747
coh76_79*	-0,0023671	0,01488	-0,16	0,8740	-0,03153	0,026796	0,173889
coh80_83*	-0,0176485	0,02045	-0,86	0,3880	-0,057722	0,022425	0,168864
coh84_87*	-0,0276964	0,02635	-1,05	0,2930	-0,079341	0,023948	0,175087
coh88_91*	-0,0173947	0,03064	-0,57	0,5700	-0,077448	0,042659	0,179318
coh92_95*	0,00106	0,0313	0,03	0,9730	-0,060292	0,062412	0,117399
ed7*	0,0898449	0,00255	35,2	0,0000	0,084842	0,094848	0,140763
ed8*	0,132807	0,00326	40,79	0,0000	0,126425	0,139189	0,247395
ed9*	0,1541426	0,00359	42,97	0,0000	0,147113	0,161173	0,235981
ed10*	0,1433935	0,00327	43,89	0,0000	0,13699	0,149797	0,15814
ed11*	0,125268	0,00233	53,83	0,0000	0,120707	0,129829	0,072482
rezagado*	-0,0553663	0,00607	-9,12	0,0000	-0,067268	-0,043465	0,324216
ingsin~v	0,0471872	0,0027	17,5	0,0000	0,041903	0,052471	8,38714
adued9*	0,0705278	0,00334	21,1	0,0000	0,063978	0,077078	0,438081
hogext*	-0,0434487	0,00351	-12,37	0,0000	-0,050331	-0,036566	0,300012
numninos	-0,0087408	0,00123	-7,09	0,0000	-0,011158	-0,006324	0,953532
madre*	0,0293873	0,00874	3,36	0,0010	0,01225	0,046525	0,964563
padre*	0,0090603	0,00372	2,44	0,0150	0,001776	0,016344	0,794307
ani87*	0,0001709	0,01529	0,01	0,9910	-0,029793	0,030134	0,038074
ani88*	-0,0116106	0,01741	-0,67	0,5050	-0,045742	0,022521	0,037855
ani89*	-0,0223109	0,02004	-1,11	0,2660	-0,061591	0,016969	0,039222
ani90*	-0,0174398	0,01971	-0,88	0,3760	-0,056069	0,021189	0,040558
ani91*	-0,0070058	0,01891	-0,37	0,7110	-0,044075	0,030064	0,041349
ani92*	-0,016027	0,02085	-0,77	0,4420	-0,05689	0,024836	0,043194
ani93*	-0,0293697	0,02407	-1,22	0,2220	-0,076554	0,017814	0,042334
ani94*	-0,0580083	0,0278	-2,09	0,0370	-0,112503	-0,003513	0,04205
ani95*	-0,0266228	0,02481	-1,07	0,2830	-0,075247	0,022001	0,040992
ani96*	-0,007632	0,02297	-0,33	0,7400	-0,05266	0,037396	0,046538
ani97*	-0,008142	0,02461	-0,33	0,7410	-0,056384	0,0401	0,042977
ani98*	-0,0027166	0,02428	-0,11	0,9110	-0,050295	0,044862	0,042182
ani99*	0,0084188	0,02315	0,36	0,7160	-0,036954	0,053792	0,043693
ani00*	0,0104291	0,02384	0,44	0,6620	-0,036297	0,057155	0,043921

ani01*	0,0380439	0,01945	1,96	0,0500	-0,000082	0,07617	0,043256
ani02*	0,0432829	0,01848	2,34	0,0190	0,00706	0,079506	0,042416
ani03*	0,0481678	0,01825	2,64	0,0080	0,012404	0,083931	0,044537
ani04*	0,0545413	0,01725	3,16	0,0020	0,020738	0,088344	0,043569
ani05*	0,0409044	0,02189	1,87	0,0620	-0,001995	0,083804	0,04405
ani06*	0,0323552	0,02378	1,36	0,1740	-0,014253	0,078963	0,047566
ani07*	0,0323056	0,02423	1,33	0,1820	-0,015175	0,079786	0,046144
ani08*	0,0237785	0,02711	0,88	0,3800	-0,029351	0,076908	0,046774
ani09*	0,0314206	0,02604	1,21	0,2280	-0,019624	0,082465	0,046784
utu*	0,0782844	0,00256	30,53	0,0000	0,073259	0,08331	0,071506
prom_ing	0,028001	0,0089	3,15	0,0020	0,010562	0,04544	8,36207
costo_~v	-0,0181084	0,00615	-2,94	0,0030	-0,030165	-0,006052	5,6933
trim1*	-0,004535	0,00428	-1,06	0,2890	-0,012914	0,003844	0,249378
trim3*	-0,0027169	0,00419	-0,65	0,5170	-0,010926	0,005492	0,249997
trim4*	-0,0097417	0,00427	-2,28	0,0230	-0,01812	-0,001363	0,253431

- Capacidad predictiva modelo 2.1_Jóvenes hombres 14-17

Classified + if predicted Pr(D) >= .5	
True D defined as pe11 != 0	

Sensitivity	Pr(+ D) 96,03%
Specificity	Pr(- -D) 49,56%
Positive predictive value	Pr(D +)
	89,77%
Negative predictive value	Pr(~D -)
	73,03%

False + rate for true ~D	Pr(+ -D)
	50,44%
False - rate for true D	Pr(- D) 3,97%
False + rate for classified +	Pr(~D +)
	10,23%
False - rate for classified -	Pr(D -) 26,97%

Correctly classified	87,75%

C.I.	

- **Modelo 2.1 para mujeres de 14 a 17 años**

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
edad15*	-0,1173093	0,007	-16,77	0,0000	-0,131023	0,256945
edad16*	-0,2428451	0,01028	-23,63	0,0000	-0,262984	0,251692
edad17*	-0,376387	0,01413	-26,63	0,0000	-0,404088	0,244819
coh72_75*	0,0043869	0,00997	0,44	0,6600	-0,015148	0,149747
coh76_79*	-0,0023671	0,01488	-0,16	0,8740	-0,03153	0,173889
coh80_83*	-0,0176485	0,02045	-0,86	0,3880	-0,057722	0,168864
coh84_87*	-0,0276964	0,02635	-1,05	0,2930	-0,079341	0,175087
coh88_91*	-0,0173947	0,03064	-0,57	0,5700	-0,077448	0,179318
coh92_95*	0,00106	0,0313	0,03	0,9730	-0,060292	0,117399
ed7*	0,0898449	0,00255	35,2	0,0000	0,084842	0,140763
ed8*	0,132807	0,00326	40,79	0,0000	0,126425	0,247395
ed9*	0,1541426	0,00359	42,97	0,0000	0,147113	0,235981
ed10*	0,1433935	0,00327	43,89	0,0000	0,13699	0,15814
ed11*	0,125268	0,00233	53,83	0,0000	0,120707	0,072482
rezagado*	-0,0553663	0,00607	-9,12	0,0000	-0,067268	0,324216
ingsin~v	0,0471872	0,0027	17,5	0,0000	0,041903	8,38714
adued9*	0,0705278	0,00334	21,1	0,0000	0,063978	0,438081
hogext*	-0,0434487	0,00351	-12,37	0,0000	-0,050331	0,300012

numninos	-0,0087408	0,00123	-7,09	0,0000	-0,011158	-0,006324	0,953532
madre*	0,0293873	0,00874	3,36	0,0010	0,01225	0,046525	0,964563
padre*	0,0090603	0,00372	2,44	0,0150	0,001776	0,016344	0,794307
ani87*	0,0001709	0,01529	0,01	0,9910	-0,029793	0,030134	0,038074
ani88*	-0,0116106	0,01741	-0,67	0,5050	-0,045742	0,022521	0,037855
ani89*	-0,0223109	0,02004	-1,11	0,2660	-0,061591	0,016969	0,039222
ani90*	-0,0174398	0,01971	-0,88	0,3760	-0,056069	0,021189	0,040558
ani91*	-0,0070058	0,01891	-0,37	0,7110	-0,044075	0,030064	0,041349
ani92*	-0,016027	0,02085	-0,77	0,4420	-0,05689	0,024836	0,043194
ani93*	-0,0293697	0,02407	-1,22	0,2220	-0,076554	0,017814	0,042334
ani94*	-0,0580083	0,0278	-2,09	0,0370	-0,112503	-0,003513	0,04205
ani95*	-0,0266228	0,02481	-1,07	0,2830	-0,075247	0,022001	0,040992
ani96*	-0,007632	0,02297	-0,33	0,7400	-0,05266	0,037396	0,046538
ani97*	-0,008142	0,02461	-0,33	0,7410	-0,056384	0,0401	0,042977
ani98*	-0,0027166	0,02428	-0,11	0,9110	-0,050295	0,044862	0,042182
ani99*	0,0084188	0,02315	0,36	0,7160	-0,036954	0,053792	0,043693
ani00*	0,0104291	0,02384	0,44	0,6620	-0,036297	0,057155	0,043921
ani01*	0,0380439	0,01945	1,96	0,0500	-0,000082	0,07617	0,043256
ani02*	0,0432829	0,01848	2,34	0,0190	0,00706	0,079506	0,042416
ani03*	0,0481678	0,01825	2,64	0,0080	0,012404	0,083931	0,044537
ani04*	0,0545413	0,01725	3,16	0,0020	0,020738	0,088344	0,043569
ani05*	0,0409044	0,02189	1,87	0,0620	-0,001995	0,083804	0,04405
ani06*	0,0323552	0,02378	1,36	0,1740	-0,014253	0,078963	0,047566
ani07*	0,0323056	0,02423	1,33	0,1820	-0,015175	0,079786	0,046144
ani08*	0,0237785	0,02711	0,88	0,3800	-0,029351	0,076908	0,046774
ani09*	0,0314206	0,02604	1,21	0,2280	-0,019624	0,082465	0,046784
utu*	0,0782844	0,00256	30,53	0,0000	0,073259	0,08331	0,071506
prom_ing	0,028001	0,0089	3,15	0,0020	0,010562	0,04544	8,36207
costo_~v	-0,0181084	0,00615	-2,94	0,0030	-0,030165	-0,006052	5,6933
trim1*	-0,004535	0,00428	-1,06	0,2890	-0,012914	0,003844	0,249378
trim3*	-0,0027169	0,00419	-0,65	0,5170	-0,010926	0,005492	0,249997
trim4*	-0,0097417	0,00427	-2,28	0,0230	-0,01812	-0,001363	0,253431

- Capacidad predictiva modelo 2.1_Jóvenes mujeres de 14 a 17 años

Classified + if predicted $Pr(D) \geq .5$	
True D defined as $pe11 \neq 0$	

Sensitivity	$Pr(+ D)$ 96,03%
Specificity	$Pr(- \sim D)$ 49,56%
Positive predictive value	$Pr(D +)$ 89,77%
Negative predictive value	$Pr(\sim D -)$ 73,03%

False + rate for true $\sim D$	$Pr(+ \sim D)$ 50,44%
False - rate for true D	$Pr(- D)$ 3,97%
False + rate for classified +	$Pr(\sim D +)$ 10,23%
False - rate for classified -	$Pr(D -)$ 26,97%

Correctly classified	87,75%
