

Documentos de Trabajo

La Función de Producción Educativa: el posible sesgo en la estimación de efectos “institucionales” con los datos PISA. El caso de las escuelas de Tiempo Completo (♣)

DT. 03/2009

Marcelo Perera
cinve

Cecilia Llambí
cinve

Febrero 2009

Cinve
Av. Uruguay 1242, C.P. 11.100
Montevideo, Uruguay
ISSN: 1688-6186

♣ Este trabajo es parte de una investigación financiada por el Fondo Concursable Carlos Filgueira del Programa Infancia, Adolescencia y Familia del Ministerio de Desarrollo Social en su edición 2008.

Direcciones de Correo: perera@cinve.org.uy cillambi@cinve.org.uy

Resumen

En el presente estudio se discute la estimación de una Función de Producción Educativa con la información de la base de datos PISA (*Program for International Student Assessment*) 2006 de Uruguay. En primer lugar se establece un método para controlar el eventual sesgo de selección debido a la inobservabilidad de los alumnos desertores del sistema educativo. En segundo lugar se discute el problema de endogeneidad de algunas variables cuyo efecto resulta de interés desde el punto de vista de la política educativa. En particular se presenta evidencia sobre la inconsistencia del estimador por MCO del efecto de “haber asistido a una escuela de Tiempo Completo durante la educación primaria”, concluyendo que a partir de la información de PISA no puede inferirse un efecto causal negativo entre la asistencia a una escuela de Tiempo Completo y las competencias evaluadas, como lo sugiere la estimación por MCO de una Función de Producción Educativa con dicha base de información.

I. Introducción

Las elevadas tasas de abandono en la educación secundaria y la importante desigualdad en los aprendizajes adquiridos de los jóvenes uruguayos constituyen un tema central en la discusión de las políticas educativas en Uruguay desde la pasada década (véase Rama, 1992; CEPAL, 1994).

En los años 2003 y 2006 Uruguay participó en el Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA) que realiza la OCDE para valorar las habilidades cognitivas de los estudiantes a la edad de 15 años (ANEP, 2004). Como resultado de la comparación internacional Uruguay obtuvo puntajes medios superiores al resto de los países latinoamericanos participantes (con excepción en las competencias científicas y lectoras de Chile en 2006), pero sensiblemente inferiores al de los países de la OCDE. Adicionalmente, los puntajes de las pruebas en Uruguay presentaron una alta dispersión en comparación con el resto de los países.

Estos resultados, además de poner de manifiesto la brecha que separa la calidad de nuestro sistema educativo con el de los países más desarrollados¹, señala la elevada desigualdad en los logros educativos entre los jóvenes uruguayos y justifica la discusión sobre la adecuación de nuestro sistema educativo como instrumento de igualación de oportunidades.

En los ámbitos nacional e internacional existe amplia evidencia de la importancia de variables circunstanciales en la determinación de los resultados de los aprendizajes de niños y jóvenes, factores relacionados fundamentalmente con las características socioeconómicas del hogar de origen y las variables educativas en general. Si ha esto se agrega que la educación es uno de los principales determinantes de la corriente de ingresos a lo largo de la vida los individuos, y por esa vía del bienestar (e.g. Cameron & Heckman, 1993), cabe preguntarse si el sistema educativo debería ser neutral o le correspondería mitigar las diferencias en el punto de partida de los individuos.

¹ Véase el capítulo 4 del informe PISA-2006 (ANEP, 2007) para un análisis comparativo internacional de los resultados de Uruguay.

Si bien la desigualdad en los resultados educativos responde en parte a diferencias en el esfuerzo, habilidad y hasta en las preferencias individuales (por ejemplo, la valoración de continuar o no los estudios luego de haber completado cierto nivel), existen logros que la sociedad ha consensuado como indispensables y deben ser adquiridos por todos los jóvenes. Un caso sería la culminación del Ciclo Básico de Enseñanza Media, que se establece obligatorio por ley. Hasta este nivel, puede considerarse que no deberían mediar decisiones o preferencias personales de continuar o abandonar, sino que todos los jóvenes deberían alcanzar ese umbral. Y ello no sólo como la culminación del ciclo, sino también como el logro de un estándar aceptable de los aprendizajes.

En el presente trabajo se discutirá la estimación de una Función de Producción Educativa (FPE) en base a la información de PISA, como una herramienta para analizar el efecto de determinados factores escolares e institucionales sobre los aprendizajes. En el análisis se pondrá especial énfasis en el problema de endogeneidad de algunas variables. En particular, se presentará evidencia sobre la inconsistencia del estimador por MCO del efecto de “haber asistido a una escuela de Tiempo Completo” sobre las competencias evaluadas. Por último, se analizará el efecto causal de determinadas variables familiares y escolares sobre los aprendizajes en Lectura, Ciencias y Matemáticas.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se describe brevemente la base de datos PISA, en la sección 3 se presenta la FPE y los problemas de identificación con la información de PISA. En la sección 4 se plantean las variantes de la FPE a estimar, en la sección 5 se presentan los resultados y la sección 6 se realizan los comentarios finales.

II. La base de datos de PISA

La información a analizar es la correspondiente al Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA - *Program for International Student Assessment*) que lleva adelante la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). PISA es un programa riguroso que evalúa los estudiantes de 15 años sobre una muestra de la población que asiste a la educación media. Su objetivo es evaluar en qué medida estos jóvenes que están terminando la escolaridad obligatoria se encuentran preparados para los desafíos de la sociedad actual. La iniciativa plantea investigar la capacidad para emplear los conocimientos adquiridos a lo largo de la escolaridad en asuntos y problemas del mundo real, así como el grado de competencias relevantes e indispensables que manejan para actuar como ciudadanos a nivel personal, social y económico (ANEP, 2004).

Uruguay participó por primera vez en esta evaluación en 2003, y volvió a participar en 2006. Como resultados globales pueden indicarse los siguientes: a) en promedio los puntajes de Uruguay fueron superiores al resto de los países latinoamericanos participantes² (exceptuando Chile, que en 2006 lo superó en las competencias científicas y lectoras); b) los puntajes medios de Uruguay fueron considerablemente más bajos que los de los países de la OCDE; c) los resultados de las pruebas en Uruguay presentaron una alta dispersión en comparación con los restantes países.

En los informes de la ANEP 2004 y 2007 se realiza un exhaustivo análisis de los resultados mediante la comparación internacional de los puntajes obtenidos por Uruguay. En estos informes también se analiza la relación entre los resultados de las pruebas y los distintos factores (socioculturales, escolares, de itinerarios educativos). En particular, en el de 2007 se avanza en el estudio de la desigualdad educativa en Uruguay y se constata que un conjunto de variables de circunstancias (contexto sociocultural, área geográfica, clase ocupacional, nivel educativo de los padres y género) explican una magnitud importante de la varianza de los resultados de las competencias científicas. Por otro lado, en el informe se realiza un estudio de la relación entre los factores escolares y las competencias científicas, en

² Los restantes países latinoamericanos participantes en las distintas ediciones de PISA fueron: Argentina (en 2000 y 2006), Brasil (en 2000, 2003 y 2006), México (en 2003), Perú (en 2000 y 2003), Chile (en 2000 y 2006) y Colombia (en 2006).

el que se concluyó que existen factores escolares generados en el sistema y en los centros educativos que impactan sobre las competencias (las trayectorias escolares en Primaria y la educación media, incluida la experiencia de repetición – un 28% de las diferencias entre los centros educativos estaría explicada por estos factores). Por otro lado, se evidencia un efecto por vía indirecta de los centros sobre los aprendizajes al incrementar o mitigar las desigualdades de género y de clase social.³

En Perera et al. (2009) se estimó un índice de desigualdad de oportunidades en base a los datos de PISA-2006. En cuanto al efecto parcial de determinadas variables de circunstancias, se observó que entre un 17% y 22% de la desigualdad de oportunidades se explicó por factores individuales y familiares (género, región, contexto socioeconómico y cultural del hogar, etc.), mientras que el contexto escolar, medido como el nivel socioeconómico medio de los alumnos del centro, resultó el factor de mayor importancia (explicando entre el 29% y el 33% de la desigualdad de las competencias). Por otro lado, dicho estudio constata que las variables escolares consideradas no contribuyen a la desigualdad de oportunidades. Esto indica que el conjunto de factores escolares no aumenta ni atenúa las desigualdades generadas por los factores familiares y el contexto sociocultural del centro. Naturalmente este resultado se limita al conjunto de variables escolares observadas en PISA.

La base de datos de Uruguay del año 2006 se compone de 2 módulos: el cuestionario a los estudiantes, incluyendo los ítems de evaluación, y la base de establecimientos educativos. En el presente estudio se trabajará con la información de ambas. Se eligió la base de 2006 por disponer para el mismo año de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada que incluye un módulo específico sobre educación, cuya información será utilizada en el análisis.

La información contenida a nivel de estudiante refiere al puntaje de la evaluación en tres áreas (Lectura, Ciencias y Matemáticas) así como a las distintas respuestas a los cuestionarios aplicados a los mismos.

³ Básicamente en dicho informe se estiman modelos de regresión multi-nivel o modelos jerárquicos lineales (HLM).

A nivel de centro educativo la base provee información de las principales respuestas al cuestionario de centros, generalmente bajo la forma de índices derivados de las preguntas originales que resumen las respuestas de los estudiantes y las autoridades a preguntas diseñadas sobre la base de consideraciones teóricas e investigaciones previas (OCDE, 2003). Los datos relativos a los factores escolares que releva la encuesta PISA comprenden una amplia gama de variables, cuyos efectos en la educación tienen, en general, soporte en las investigaciones empíricas.

Algunos ejemplos de estos índices relativos al contexto socioeconómico de los estudiantes y que proveen información de interés son el índice de estatus ocupacional (que procura capturar los atributos socio-económicos de la ocupación de los padres de los alumnos), el índice de estatus económico, social y cultural (que recoge una cantidad amplia de aspectos de la familia y del hogar del estudiante) y el índice de recursos educativos del hogar.

En relación con los factores escolares, algunos ejemplos de estos índices son el de calidad de los recursos educativos⁴ y el ratio estudiantes/profesor. Otros refieren a la gestión del centro educativo. Por ejemplo, con el propósito de capturar el grado de autonomía del centro, existe el índice de autonomía de recursos, construido en base al número de decisiones relativas a los recursos escolares que son responsabilidad del propio centro. En la misma dirección se dispone de un índice autonomía curricular, elaborado de acuerdo al número de decisiones curriculares que son responsabilidad del centro. Por otro lado, como indicadores de la formación docente se dispone del porcentaje de profesores titulados o con grado universitario,

En el presente estudio se utilizan estos índices para recoger los factores escolares y familiares que afectan los aprendizajes. Ellos tienen la ventaja de que han sido construidos con cierto rigor y su validez ha sido testeada a través de estudios a nivel internacional (OCDE, 2003).

En el cuadro A2.1 y A2.2 del apéndice se presentan los estadísticos descriptivos del conjunto de variables de la base PISA-2006 (de estudiantes y de centros) que son

⁴ Derivado de un conjunto de ítems que relevan la percepción de los directores de los centros sobre los factores que dificultan el desarrollo de la actividad educativa

utilizadas en las estimaciones de este estudio. Muchas de ellas corresponden a variables binarias o dummies⁵, que en general han sido construidas a partir de variables categóricas de la base original. Obsérvese que en el caso de los índices se trata de variables con medidas abstractas que pueden tomar valores negativos. Conviene señalar que algunas variables presentan valores omitidos o inválidos, lo que implicará una pérdida de observaciones al momento de utilizarlas en las estimaciones (la base original contiene 4.839 alumnos y 278 centros). En la siguiente tabla se resume el conjunto de variables consideradas como explicativas en el enfoque de FPE que se analiza a continuación.

Tabla 1. Factores y variables consideradas de PISA-2006.

Factores	Variables
Individuales y familiares:	<ul style="list-style-type: none"> • Género • Región de residencia (dummies para área metropolitana, capitales departamentales, ciudades pequeñas, áreas rurales) • Educación de la madre (dummies para tres niveles: máx. nivel Primariacompleta, máx. 1er ciclo de secundaria) • Educación del padre (dummies para tres niveles: máx. nivel Primariacompleta, máx. 1er ciclo de secundaria) • Alto clima educativo del hogar (el padre o la madre tiene nivel universitario) • Índice de estatus económico social y cultural del hogar • Índice del estatus ocupacional más alto alcanzado por los padres • Índice de los recursos educativos del hogar • Índice de bienes del hogar.⁶
Institucionales	<ul style="list-style-type: none"> • Tipo de centro (sector institucional/programa) (dummies para liceos dependientes del Consejo de Educación Secundaria, para centros del Consejo de Educación Técnico Profesional y para centros privados) • Tipo de escuela en la que cursó la mayoría de los estudios primarios (dummies para escuela Pública Común, Pública de Tiempo Completo, escuela Privada y escuela Rural) • Tipo de centro/plan de estudios de los cursos de Ciclo Básico (Ciclo Básico) de secundaria (dummies para Ciclo Básico público Plan '86, Ciclo Básico público Plan '96, Ciclo Básico Técnico, Ciclo Básico en centro Privado)
Contextuales de Centro	<ul style="list-style-type: none"> • Contexto sociocultural. Promedio del índice de status económico, social y cultural del hogar de los alumnos del centro.
Escolares	<ul style="list-style-type: none"> • Ratio alumnos/profesores • Índice de calidad de los recursos educativos • Índice de responsabilidad en la asignación de los recursos • Índice de responsabilidad sobre el currículum y la evaluación⁷ • Proporción de docentes titulados • Proporción de docentes con nivel educativo universitario

⁵ Todas aquellas variables que en los cuadros AII.1 y AII.2 tienen valor mínimo igual a 0 y máximo igual a 1.

⁶ Estos 4 índices son elaborados por OCDE-PISA

⁷ Estos 3 índices son elaborados por OCDE-PISA

III. La FPE y los problemas en la identificación de determinados efectos institucionales

Una de las herramientas más utilizadas para estudiar la calidad de la educación y sus determinantes es la Función de Producción Educativa (FPE). Definamos algunas notaciones para resumir en forma sencilla lo medular de este enfoque⁸. Llamemos a_{ije} al aprendizaje medido a través del puntaje en una determinada prueba del individuo i que pertenece al hogar j a la edad e . Según este enfoque, a_{ije} es el resultado de un proceso acumulativo de adquisición del conocimiento en el que se combinan insumos pasados y presentes. Asumiremos que ellos reflejan las decisiones realizadas por los hogares (los padres) y los centros y el sistema educativo. Llamaremos $F_{ij}(e)$ y $S_{ij}(e)$ a los insumos familiares y escolares, respectivamente, acumulados hasta la edad e ; y μ_j a la dotación de habilidades (o capacidad mental) del individuo i perteneciente al hogar j , que supondremos dada (*i.e.* no depende de e). Admitiendo un margen de error en la medición de los aprendizajes (ε_{ije}), la FPE queda representada de la siguiente manera:

$$a_{ije} = a_e(F_{ij}(e), S_{ij}(e), \mu_j, \varepsilon_{ije}) \quad (1)$$

El modelo simple se completa estableciendo las funciones determinantes de los insumos familiares y escolares, *i.e.*, las reglas de decisión de los hogares y los centros educativos. Por ejemplo, los inputs familiares serán una función, entre otros, de los recursos del hogar (x^F) (culturales, educativos, materiales, etc.), y los inputs escolares una función de los recursos del centro educativo (x^S) (formación docente, materiales educativos, gestión, etc.). Un aspecto que introduce complejidades en la estimación es la presencia del aprendizaje (a) y de la habilidad (μ) como determinantes de la decisión de los hogares, aspecto que será retomado más adelante. Finalmente, la FPE en su forma reducida, *i.e.*, expresada en términos de los recursos familiares y escolares queda de la siguiente manera:

$$a_{ije} = a_e(x_{ij}^F(e), x_{ij}^S(e), \mu_j, \varepsilon_{ije}) \quad (2)$$

⁸ En base a Todd y Wolpin (2003).

El vector de coeficientes asociados a los factores x^F y x^S recoge el efecto de las variables de circunstancias, es decir, de aquellos factores que son ajenos a la voluntad o decisión del estudiante, y por lo tanto, constituye un insumo para medir el núcleo de la desigualdad de oportunidades.

Existe amplia evidencia de que los aprendizajes están relacionados con las características de los hogares de origen, lo que permite avalar la tesis de que la desigualdad en los logros educativos está relacionada con la reproducción intergeneracional de las desigualdades sociales más generales (Roemer, 1998).

La evidencia sobre el efecto de variables relacionadas con el centro educativo (por ejemplo, el tamaño de la clase, la formación y la experiencia de los docentes) es mucho más débil y están sujetas a mayor debate. Por ejemplo, en una revisión de unos treinta estudios internacionales, Hanushek (1995) encuentra que sólo 8 de ellos reportan hallazgos estadísticamente significativos sobre el resultado positivo de la reducción del tamaño de grupo, mientras que otros 8 señalan exactamente lo contrario⁹. Para otras variables la constatación suele ser más robusta, como en el caso del efecto positivo sobre los aprendizajes de la formación de los docentes.

Volvamos sobre la especificación de la FPE para ver algunas cuestiones relativas a su identificación. Supongamos que disponemos de una muestra representativa de la población a una determinada edad, con información sobre el puntaje en una prueba de evaluación de ciertas competencias. La implementación empírica de la FPE enfrenta, al menos, dos limitaciones: (a) que no se observa la habilidad innata de los estudiantes y, (b), que el conjunto de información sobre los inputs educativos es incompleta, en particular, no se detalla la historia de las variables escolares y familiares, sino sus valores contemporáneos (en particular en la base PISA). Al asumir una forma funcional lineal de (2), estos problemas reducen la FPE a la siguiente expresión¹⁰:

$$a_{ija} = x_{ij}^F \beta^F + x_{ij}^S \beta^S + \varepsilon_{ij}^* \quad (3)$$

⁹ También existen hallazgos contradictorios respecto al efecto de otras variables escolares, como la experiencia y el salario de los docentes.

¹⁰ Los vectores x^F y x^S sin el índice e indican su valor contemporáneo o presente

Los supuestos de identificación bajo los que una especificación como la anterior permite obtener estimadores consistentes de los parámetros originales son muy restrictivos¹¹. Por ejemplo, debería ocurrir que los inputs considerados en la estimación estén incorrelacionados con el término de error ε^* (*i.e.* incorrelacionados con los inputs omitidos y con la habilidad inobservada). En un enfoque basado en conductas optimizadoras, en el caso de que asumamos que la cantidad de recursos que asignan los padres a la educación de sus hijos es, en parte, una respuesta a la percepción que ellos tienen sobre las habilidades de sus hijos (Becker y Tomes, 1976), entonces la condición antes señalada es poco plausible.

Esta dificultad que en última instancia es un problema de información sobre variables relevantes (por ejemplo, la historia de los inputs escolares y de las habilidades innatas) puede ser tratada empíricamente con una leve modificación de la especificación anterior. Ello consiste en incluir como regresor un retardo de la variable dependiente (*i.e.* el puntaje obtenido por el individuo en una prueba similar realizada en el pasado), considerado un estadístico suficiente de los factores inobservados¹². Si bien esto no demanda demasiada información adicional (únicamente el puntaje en una prueba anterior), no es viable en el tipo de evaluaciones realizadas en Uruguay, y en particular en PISA, donde no se dispone de información de una evaluación anterior del alumno (para una discusión rigurosa de las implicancias del conjunto de información disponible para estimar la FPE véase Todd y Wolpin, 2003).

La base PISA tiene una referencia acotada a la historia de los inputs escolares. Esta refiere únicamente a información sobre el tipo centro/plan en el cual el estudiante realizó la mayor parte de sus estudios primarios y de Ciclo Básico de la educación media (además de la experiencia de repetición). La inclusión de variables indicadoras de esta información como regresores en la FPE tiene el atractivo de que identifica el efecto que tiene determinado tipo de centro/plan sobre las competencias evaluadas. No obstante, la limitación antes señalada para estimar

¹¹ (i) únicamente los *inputs* contemporáneos son relevantes, o (ii) los inputs son invariantes en el tiempo; y adicionalmente a (i) o (ii), (iii) los inputs contemporáneos están incorrelacionados con la capacidad mental.

¹² Este es el llamado enfoque de valor agregado, y en general se vale de la riqueza informativa que implica aproximarse a base de datos de tipo panel.

una FPE con información de corte transversal (como PISA), probablemente afecte de manera particular la consistencia de estos estimadores. Esta afirmación se basa en la sospecha de que la elección del tipo de currículum de un estudiante (Primaria Común o de Tiempo Completo, Secundaria general o Técnico-profesional) y el sector institucional (público o privado) al que asistió (y asiste), seguramente estará determinada por factores familiares e individuales probablemente inobservables.

Uno de los objetivos de este estudio es evidenciar el problema en la identificación de los efectos de una de estas variables. Concretamente nos centraremos en el efecto de haber asistido, durante la educación primaria, a una Escuela pública de Tiempo Completo (ETC). Esto tiene dos motivaciones. Por un lado, las ETC conforman una de las principales políticas educativas focalizadas de la ANEP, tendientes a mejorar la equidad en la educación, cuyos resultados se han valorado positivamente en las evaluaciones nacionales de aprendizajes en la educación primaria¹³. En segundo lugar, en el informe “Uruguay en PISA 2006” (ANEP, 2007), en el análisis de la relación entre los factores escolares y las competencias científicas, se constata que *“los estudiantes que asistieron a ETC durante la mayor parte de la Primaria, tienen un desarrollo de las competencias científicas estadísticamente menor a sus pares que asistieron a una escuela común”* (capítulo 8, pág. 154)¹⁴. Nuestro objetivo es aportar evidencia que permita valorar hasta qué punto este último hallazgo puede considerarse un efecto causal en un enfoque de FPE. Es decir, analizar la consistencia del coeficiente que mide el efecto de las ETC sobre las competencias de los estudiantes a los 15 años.

Otro aspecto econométrico que se aborda es el relativo a la inobservabilidad de los estudiantes desertores en la base de datos de PISA¹⁵. Si el objetivo es encontrar efectos causales entre determinados inputs y el desarrollo de las competencias evaluadas en los jóvenes uruguayos (a la edad de 15 años), es necesario incorporar en las estimaciones la naturaleza no aleatoria de la selección muestral. Es decir, el hecho de que los estudiantes con probablemente menor rendimiento estén fuera del

¹³ Véase por ejemplo ANEP/MECAEP (2003).

¹⁴ En el capítulo 8 de dicho informe se analiza la relación entre los factores escolares y las competencias científicas. El resultado se obtiene mediante la estimación de un modelo de regresión multi-nivel o Modelo Jerárquico lineal (HLM).

¹⁵ PISA consiste en una muestra de alumnos de 15 años que asisten al sistema educativo formal.

sistema y no conformen la muestra de estudiantes evaluados. Este hecho es particularmente relevante en Uruguay dadas las elevadas tasas de deserción en el primer ciclo de la Educación Media. Según la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada de 2006, el 19,6% de los jóvenes entre 15 y 16 años no asistía a un establecimiento de enseñanza.

Esto podría causar sesgo, por ejemplo, en la estimación del efecto ETC, si se presume que uno de los resultados de dicha política es la menor repetición en Primaria y consecuentemente la menor deserción en Secundaria. Esto generaría en una muestra como la de PISA, con una sobre-representación de los alumnos que fueron a ETC respecto a sus pares (jóvenes de similares características socioculturales) que habrían desertado en mayor proporción según esta hipótesis¹⁶.

Desde el punto de vista estadístico, este problema refiere a una situación de truncatura incidental¹⁷, en el que es posible asumir que la muestra evaluada resulta de una selección previa (primera etapa), que debe ser considerada a los efectos de obtener estimadores consistentes en la ecuación de segunda etapa (FPE). Si llamamos d a un indicador binario que vale 1 si el estudiante asiste a la educación formal (y 0 si es desertor), y para simplificar llamamos x^a al conjunto de variables explicativas observadas de la ecuación (3) ($x^a = [x^F \ x^S]$), entonces podemos expresar nuestro modelo más general de la siguiente manera (donde, por razones de simplicidad omitimos los subíndices ij):

$$d = 1[x^d \delta + \omega > 0] \tag{4}$$
$$a = x^a \beta + \varepsilon$$

La primera de las ecuaciones se llama de selección y especifica la decisión de asistir o no al sistema educativo. La segunda representa la FPE. En el apéndice A se muestra que:

¹⁶ Algunas cifras avalan este posible sesgo. Por ejemplo, mientras que la matrícula de las ETC en 2001 (5 años antes de esta prueba PISA) era aproximadamente del 6% de la matrícula pública urbana de primaria, los alumnos que responden haber asistido la mayor parte de su educación primaria a una ETC en la base PISA-2006 son el 9%.

¹⁷ También llamado modelo Tobit de tipo II (Amemiya, 1985).

$$E(a | x, \omega) = x^a \beta + \gamma \lambda(x^d \delta) \quad (5)$$

Donde $\lambda(\cdot) \equiv \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$, es el llamado inverso del ratio de Mills. La estimación de (5) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios conduce a estimadores inconsistentes de β si se omite el regresor $\lambda()$, de manera que la selección muestral puede ser vista como un caso de variable omitida.

Siguiendo a Heckman (1979) el resultado previo sugiere un método para obtener estimadores consistentes a través de un procedimiento en dos etapas. En la primera se estima el vector δ , mediante el ajuste de un modelo Probit para la primera ecuación del sistema (4) (ecuación de selección), lo que permite obtener el regresor $\lambda(x^d \hat{\delta})$ a incluir en la segunda etapa. Finalmente, se estima la ecuación (5) como segunda etapa, obteniendo los estimadores consistentes de β ¹⁸

IV. Procedimiento econométrico: las variantes de la FPE

La discusión previa permite identificar al menos dos limitaciones a la hora de estimar la FPE con los datos de PISA

- (i) Las características de la muestra PISA deja fuera del universo a los estudiantes que han abandonado el sistema educativo a la edad de 15 años. Esto conlleva un eventual sesgo de selección en la estimación de la FPE.
- (ii) La sospecha de endogeneidad de algunas variables cuyo tratamiento es limitado con datos de corte transversal.

A continuación presentaremos distintas estimaciones de la FPE. Una alternativa de especificación que se presentará en todas es la incorporación de dummies de centro educativo en reemplazo de las variables escolares. Esta opción procura analizar la robustez de los restantes estimadores (variables familiares y antecedentes institucionales) a la heterogeneidad inobservada a nivel de centro.

¹⁸ Dado que el regresor λ no es observado, Heckman (1979) deriva una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores (véase Greene (1997) para un desarrollo de este punto).

Para abordar el punto (i) exploraremos la especificación de un modelo en dos etapas a la Heckman, valiéndonos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada de 2006 (ENHA) como segunda fuente de datos. Ella nos permite disponer de una muestra de jóvenes de 15 años asistentes y no asistentes (desertores) al sistema educativo. Por lo tanto, utilizaremos esa información para ajustar un modelo explicativo de la asistencia, es decir, para estimar la ecuación de selección del sistema (4).

La utilización de dos conjuntos de información independientes no es el procedimiento estándar de estimación de este tipo de modelos. Ello exige como condición que el vector x^d (i.e. las variables explicativas de la ecuación de selección) esté conformado por variables que sean observadas en ambas bases de datos (ENHA y PISA). Esto permite, una vez estimado el vector δ , ajustar el inverso del ratio de Mills a los datos de PISA¹⁹. A su vez, desde el punto de vista econométrico es deseable que el set de información x^d incluya variables que no estén contenidas en x^a , es decir, que no se incluyan como regresores en la FPE. Si bien el modelo puede ser identificado igualmente cuando x^d es un subconjunto de x^a (dado que λ es una función no lineal de x^d), esto puede generar problemas de multicolinealidad (Wooldridge, 2002). Además, la inclusión en la ecuación de selección de algún regresor no considerado en la FPE, tiene una clara intuición: se trataría, a priori, de un determinante de la deserción del sistema, aunque no necesariamente de un determinante de las competencias (i.e. una variable instrumento).

Las variables seleccionadas para ajustar el modelo Probit explicativo de la asistencia al sistema educativo en la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada fueron las siguientes: género, nivel educativo de los padres, ocupación de los padres, región de residencia y una dummy indicadora de experiencia de repetición en la educación primaria. Las dos últimas corresponden a las variables incluidas en

¹⁹ Además, sería deseable disponer para la estimación de la ecuación de selección en la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada, al menos, el mismo conjunto de regresores (x^d) que el utilizado para la estimación de la FPE con la base PISA. Según Wooldridge (2002), en tanto la ecuación de selección no es una ecuación estructural, no sería deseable imponer restricciones de exclusión y, por lo tanto, omitir variables que sí se incluyen en la ecuación de segunda etapa. En este punto, sin embargo, existe una importante limitación ya que si bien en la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada es posible obtener un conjunto de factores familiares e individuales, son inexistentes las variables relativas a los factores escolares.

al ecuación de selección y no en la FPE. Dado que la experiencia de repetición suele ser considerada como un anticipo del abandono del sistema educativo, se consideró relevante incluirla como variable independiente en la ecuación que explica la asistencia al sistema²⁰. Cabe precisar que esta información en la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada de 2006 se encuentra exclusivamente en los trimestres I y III, que incluyen el módulo específico sobre educación.

En el cuadro A2.3 del apéndice se presenta la estimación de tres variantes del Probit para la muestra de jóvenes entre 15 y 16 años de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada de 2006²¹. En la primera se incluye únicamente la variable de género, las dummies de región y la repetición en Primaria. Las dos restantes adicionan, como variables explicativas, las dummies de educación y ocupación de los padres respectivamente. Los resultados son los esperados. Existe una relación significativa entre el género y la probabilidad de asistencia (la deserción es mayor en los hombres). También se constata un efecto significativo de la región de residencia, siendo el resultado más robusto, la mayor probabilidad de deserción entre los residentes en áreas rurales. El mayor efecto marginal significativo se observa en la variable indicadora de la repetición en Primaria. Luego, en la segunda especificación destaca que el nivel educativo de los padres se relaciona con la asistencia al sistema educativo, siendo la educación de la madre la que tiene mayor efecto marginal sobre la probabilidad de asistir. Finalmente, la inclusión de las variables de ocupación de los padres agrega muy poco poder explicativo al modelo.

Si bien sería preferible la utilización de la estimación (3) a los efectos de la imputación del inverso del ratio de Mills (véase nota al pie nro. 20), se optó por emplear el modelo (1) justificado en la importante diferencia que se observó en las variables de educación y ocupación de los padres entre la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada y la base PISA. A modo de ejemplo, mientras que en la encuesta del INE el 30% de las madres de los jóvenes de 15 años que asisten al sistema educativo tenía completado al menos el segundo ciclo de educación media, en la

²⁰ La asistencia a educación inicial también se encuentra altamente correlacionada con la probabilidad de deserción; sin embargo, no fue considerada porque en PISA 2006 no se encuentra dicha variable.

²¹ La muestra de la evaluación PISA comprende exactamente a los jóvenes desde 15 años y 3 meses hasta 16 años y 2 meses de edad.

base de elaborada por la OCDE este porcentaje asciende al 40%. El modo de relevamiento puede explicar la disparidad, pero creemos que su utilización para emparejamiento entre una base y la otra (que es lo que implica la imputación del inverso del ratio de Mills) puede generar una importante distorsión. En el caso de las variables incluidas en el modelo (1) no ocurre lo mismo, en particular el porcentaje de repetidores en Primaria (entre los 15 y los 16 años) que asisten al sistema educativo, es idéntica entre una fuente y la otra (21,2% en PISA y 21,8% en la ENHA).

Finalmente, una vez obtenida la estimación de λ (inverso del ratio de Mills) se incluyó como regresor en distintas especificaciones de la FPE, como una aproximación a la corrección por el sesgo de selección debido al abandono del sistema educativo.

Por otro lado, como fuera señalado más arriba, es objetivo del este apartado evidenciar los posibles sesgos en la estimación del efecto de algunas variables. Para ello propondremos concentrarnos en el efecto ETC y analizar la robustez del parámetro frente a estimaciones alternativas que tratan la eventual endogeneidad de dicha variable.

Para ello, además de la estimación por MCO y por Mínimos Cuadrados en dos Etapas contemplando el sesgo de selección muestral (MC2E), se plantearán dos alternativas para el tratamiento de la endogeneidad de la variable ETC: una estimación con Variables Instrumentales (VI) y un modelo de selección de Heckman (HECK).

El método de VI consiste en estimar un primer modelo para la variable endógena, en nuestro caso un modelo Probit para la variable ETC, incluyendo como variables explicativas el conjunto de exógenas de la FPE y al menos un regresor adicional (i.e. un instrumento que denotaremos con la letra I):

$$P(ETC = 1) = F(x^a \xi + I\theta)$$
$$a = x^a \beta + \phi \hat{ETC} + \varepsilon$$
(20)

Luego, se sustituye en la FPE la variable indicadora de ETC por su valor predicho según el modelo anterior. El desafío de este método es la elección de instrumentos válidos, *i.e.*, de un set de variables que figuren como determinantes de la variable endógena (haber asistido a una ETC), y al mismo tiempo no estén determinadas por factores que afecten los aprendizajes, es decir, deberían estar incorrelacionadas con el error (ε) de la FPE (Wooldridge, 2002). Sin embargo, dado que esta última condición no puede ser contrastada, en la práctica la elección de instrumentos se apoya en la intuición y el razonamiento económico (Vandenberghe y Robin, 2004).

A los efectos de analizar esta alternativa se exploraron distintas variables instrumentos, a los que se obtuvieron resultados cualitativamente similares, esto es, la estimación del efecto ETC en general deja de ser significativa y cambia su signo. Las estimaciones mediante VI que se presentan en el anexo incluyen como instrumentos a las siguientes variables: una dummy que indica que la ocupación de la madre es de baja calificación, otra dummy que indica que la madre del alumno está ocupada, y finalmente, dummies regionales. En los modelos Probit estimados, tanto el indicador de madre con empleo de baja calificación, como las dummies regionales se mostraron altamente correlacionadas con la probabilidad de haber asistido a ETC²².

Finalmente se realizó una estimación mediante un modelo de selección de Heckman (HECK). La lógica de este método es igual a la comentada para el tratamiento del sesgo de selección, y también involucra una estimación en dos etapas. La idea es controlar por la existencia de inobservables que afectan simultáneamente a la variable de resultado (el puntaje en la prueba) y la variable endógena (haber asistido a ETC). Modelizando explícitamente la decisión de haber asistido a una ETC durante el ciclo de educación Primaria (ecuación de primera etapa o de selección), se deriva una variable (λ) que es usada como control de la eventual correlación entre los residuos de la ecuación de selección y los residuos de

²² Es esperable que la propensión a asistir a una ETC sea mayor en los contextos más desfavorables y en particular con madres empleadas en ocupaciones de baja calificación. Adicionalmente, siguiendo a Hoxby (2000) las variables geográficas suelen ser candidatas a ser utilizadas como instrumentos de las características endógenas del sistema educativo. Respecto a estas últimas variables, se encontró que los residentes en zonas rurales tienen mayor probabilidad de haber asistido a ETC, seguidos de los residentes en las capitales departamentales. En ambos casos respecto a los residentes en el área metropolitana y en las ciudades pequeñas.

la FPE. Obsérvese que se trata de un caso más general del modelo utilizado para el tratamiento del sesgo de selección muestral, ya que en este caso, se observa la variable de resultado (el puntaje) para ambas muestras (los que asistieron y los que no asistieron a ETC). Asimismo, tiene una importante similitud con el procedimiento mediante VI, en el sentido de que se estima una primera ecuación (Probit) para la variable ETC y luego se estima la FPE. Incluso, una correcta implementación del método HECK requiere de variables exógenas en la ecuación de selección que no sean consideradas como determinantes en la FPE. Esto no es otra cosa que los instrumentos antes comentados. Sin embargo, obsérvese que mientras en la segunda etapa del método de VI se sustituye la variable endógena por su valor ajustado, en el estimación HECK se incluye la variable endógena observada y una variable de control; esta última no es otra cosa que la variable $\lambda(.)$ ²³.

V. Resultados sobre la robustez del efecto ETC

El cuadro A2.4 del apéndice se presenta los resultados de la estimación por MCO de dos ecuaciones explicativas de los puntajes en cada una de las tres pruebas. Una primera especificación considera variables escolares y la otra las reemplaza por efectos fijos de centro. Por otro lado, en estas estimaciones se incluyeron, además de las variables relativas al centro educativo y al contexto familiar (y género), un conjunto de indicadores del tipo de centro/plan en el que el alumno realizó sus estudios previos²⁴, así como el sector institucional en el que estudia actualmente.

En el siguiente cuadro se detallan estas variables y los resultados en términos de la significación y el signo de sus efectos (bajo la especificación sin efectos fijos de centro).

²³ Salvo que ahora dicha variable es $\lambda(.) \equiv \phi(.) / \Phi(.)$ para las observaciones donde ETC=1, y $\lambda(.) \equiv \phi(.) / 1 - \Phi(.)$ cuando ETC=0.

²⁴ La pregunta al estudiante refiere al centro donde realizó la mayor parte de sus estudios de Primaria y de Ciclo Básico.

Tabla 2. Resumen de los efectos de las variables institucionales según las estimaciones MCO presentadas en el cuadro A2.4 del apéndice.

		Lec	Cie	Mat
Experiencia de Educación Primaria	Escuela Pública Común (dummy omitida)			
	Escuela Pública de Tiempo Completo	(-) ***	(-) ***	(-) ***
	Escuela Privada			
	Escuela Rural			
Experiencia de Ciclo Básico de Educ. Media	Ciclo Básico Plan '86 (dummy omitida)			
	Ciclo Básico Plan '96			
	Ciclo Básico Técnico		(-) ***	(-) **
	Ciclo Básico Privado			
Sector Institucional Actual	Centro de Educación Secundaria (dummy omitida)			
	Centro de Educación Técnico/Profesional			
	Centro Privado			

*(**)[***] indica significación al 10%(5%)[1%].

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de OCDE-PISA 2006 de Uruguay

Concentrándonos en el efecto de estas variables, el resultado más importante que se deriva de la estimación por MCO para el total de la muestra PISA es la significación de la variable indicadora de la asistencia ETC. En particular se infiere un efecto negativo sobre las competencias evaluadas, que oscila entre 0,13 (Lectura) y 0,24 (Matemáticas) desvíos estándar de los puntajes²⁵. Otro resultado significativo (salvo en Lectura) es el efecto negativo de la experiencia de Ciclo Básico Técnico.

De acuerdo con la discusión planteada previamente, la identificación de efectos tratamiento mediante una estimación como la anterior, puede redundar en estimadores sesgados si existe la sospecha de endogeneidad de las variables. A continuación, nos concentraremos en el caso de la variable ETC, procurando evidenciar un problema de selección en los inobservables al incluirla en la FPE con el tipo de información que disponemos.

Para concentrarnos en el efecto ETC, en las restantes estimaciones nos restringiremos a la muestra de estudiantes que asisten a la educación pública en centros de educación secundaria (i.e. se excluyen los centros de Educación Técnico/Profesional y los Privados).

En los cuadros A2.5, A2.6 y A2.7 del apéndice se presentan las estimaciones de la FPE excluyendo estas variables institucionales salvo la variable ETC. En la

²⁵ Las variables dependientes (puntajes) se incluyeron estandarizadas.

primera columna de los cuadros se presenta la estimación por MCO como la anterior, pero con la muestra restringida (alumnos de los liceos públicos). Los resultados respecto al efecto ETC son similares a los ya comentados, salvo que el mismo no resulta estadísticamente significativo en Lectura.

Sin embargo, el hallazgo más importante se observa en las restantes estimaciones. Conviene señalar que a partir de la segunda columna, todos los resultados corresponden a estimaciones que procuran controlar el posible sesgo de selección debido al abandono o deserción. Por lo tanto, la variable “Lambda” que aparece en los cuadros se refiere al inverso del ratio de Mills obtenido luego de estimar un modelo de selección en una primera etapa (*i.e.* el Probit con datos de la ENHA que se presenta en cuadro A2.3).

Las estimaciones MC2E y MC2E-EF que contemplan únicamente la corrección por el sesgo de selección muestral debido a los desertores, no afecta mayormente la significación del efecto ETC. Sin embargo, las estimaciones que contemplan además la posibilidad de que la variable ETC sea endógena, modifican sensiblemente los resultados. Si bien la magnitud y la significación del efecto ETC es sensible al método utilizado para tratar el sesgo provocado por la endogeneidad de esta variable, se constata un cambio de signo en el coeficiente respecto a las estimaciones que no tratan este problema.

Tabla 3. Resumen del “efecto ETC” según las estimaciones presentadas en los cuadros A2.5, A2.6 y A2.7 del apéndice. Muestra de estudiantes de los liceos públicos

	Lectura	Ciencias	Matemáticas
MCO	-0.0477	-0.1965 ***	-0.2323 ***
MC2E	-0.0445	-0.1917 ***	-0.2269 ***
MC2E-EF	-0.1062 *	-0.2113 ***	-0.1972 ***
VI	0.7802	0.7713	0.0181
VI-EF	0.1106	0.9454 **	0.7336
HECK	0.4749 ***	0.7864 ***	0.4736 *
HECK-EF	0.3879 **	0.4902 ***	0.2785

*(**)[***] indica significación al 10%(5%)[1%]

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de OCDE-PISA 2006 de Uruguay

Estos resultados dejan en evidencia que el coeficiente de la variable ETC, estimado a partir de una FPE en base a la información de PISA, no es robusto a distintos estimadores que tratan el sesgo debido a la correlación de ella con factores

inobservables determinantes de los aprendizajes. No obstante, el tratamiento del problema de endogeneidad de la variable de ETC permite afirmar que no es posible, en base a la información aportada por PISA, presentar evidencia de que el efecto ETC sobre las competencias en Lectura, Matemática y Ciencias sea negativo. Por el contrario, se presenta evidencia de que las estimaciones del efecto de esta variable obtenidas de con estimadores MCO son inconsistentes.

VI. Resultados sobre el efecto de los factores familiares y escolares

Veamos ahora los resultados relativos al efecto de las restantes variables. En primer lugar, merece la pena mencionar que los resultados en general son robustos a las distintas especificaciones.

El género resultó significativo en todas las estimaciones, constatándose que, en promedio, las mujeres obtienen mejores resultados en Lectura (entre 0,22 y 0,23 desviaciones estándar –sd-), mientras que los hombres obtienen mejores resultados en Ciencias (entre 0,13 y 0,16 sd) y en Matemáticas (entre 0,28 y 0,34 sd).

Por otro lado, el conjunto de los factores de contexto familiar es relevante en los aprendizajes. Respecto a las variables indicadoras de la educación de los padres, resulta significativo (en las competencias de Lectura y Matemáticas) el hecho de que la madre haya completado la educación media. En el caso del puntaje en Matemáticas también resulta significativo el hecho de que el padre haya completado el Ciclo Básico, como así también que haya completado la educación media (respecto a los padres que tienen a los sumo la Primaria completa sin haber completado el Ciclo Básico).

El índice del estatus ocupacional de los padres es significativo y tiene un impacto importante en los aprendizajes de Lectura y Ciencias, y en menor medida en Matemáticas. Algo similar ocurre con el índice de recursos educativos del hogar, que es importante para explicar los resultados en Lectura y Ciencias y no tanto los resultados en Matemáticas. Por último, el índice de bienes materiales del hogar en general no resulta significativo.

La importancia constatada de los factores familiares para explicar los aprendizajes tiene un amplio soporte en estudios empíricos previos para Uruguay (por ejemplo, ANEP, 2007) y su análisis tiene una larga tradición en la sociología de la educación (Willms, 2003).

Una variable de centro, relacionada con lo anterior, es el índice de contexto sociocultural del centro. El contexto medio del establecimiento tiene un impacto de magnitud significativa sobre los aprendizajes de los alumnos en las tres competencias evaluadas; con un efecto particularmente importante sobre Matemáticas. Las hipótesis sociológicas, con amplia evidencia, indican que el proceso de segregación de los jóvenes entre escuelas²⁶ o grupos tiene un efecto negativo en los aprendizajes de los estudiantes de los contextos desfavorables y positivo en los jóvenes de contextos favorables (Willms, 2003). Algunas investigaciones sostienen que el efecto del contexto es una proxy del “efecto pares”, que ocurre cuando trabajan en conjunto estudiantes buenos y motivados (Heath, 1984). También pueden operar otros mecanismos, como, por ejemplo, la capacidad de los grupos de los contextos favorables o con estudiantes más hábiles de atraer y retener buenos docentes, de recibir más apoyo de los padres o de generar una atmósfera más proclive al aprendizaje (Willms y Somers, 2001).

En cuanto a las variables escolares, en primer lugar, se estima un efecto significativo del tamaño de grupo en las competencias de Lectura y Ciencias. La relación entre el tamaño de la clase sobre los aprendizajes ha recibido significativa atención en los estudios empíricos, que en general han encontrado evidencia mixta sobre su efecto (Hanushek, 2002; Angrist y Lavy, 1999; Hoxby, 2000).

En el caso de Uruguay, en el informe PISA-2006 de la ANEP, mediante la estimación de modelos de regresión multinivel no se encuentra evidencia significativa sobre la relación estudiantes/profesores y las competencias científicas. Aunque se advierte que el análisis no contempla el impacto que puede tener la historia de esta variable²⁷. Sin embargo, nuestros resultados muestran un efecto

²⁶ A través de la segregación residencial o mediante la selección de los estudiantes más hábiles en determinadas centros

²⁷ Se advierte además que la medición de ésta y otras variables de la base PISA pueden tener algunas limitaciones debido a la forma en que fueron relevadas.

significativo de esta variable fundamentalmente en las competencias de Lectura. La inclusión en las regresiones de la variable ratio estudiantes/profesores y del cuadrado de la misma permite identificar un tamaño óptimo de grupo. El efecto identificado en el caso del puntaje en Lectura es el siguiente: el tamaño de grupo tiene un efecto positivo sobre las competencias hasta alcanzar los 18 alumnos aproximadamente, a partir del cual el efecto es negativo. Por otro lado, en las competencias científicas el tamaño óptimo se estima 17 alumnos y en Matemáticas en 13, aunque en este caso no resulta estadísticamente significativo.

Finalmente, respecto al resto de las variables de centro se encuentra que la proporción de docentes titulados es la única significativa, con el signo esperado, en todas las estimaciones realizadas y en las tres competencias evaluadas. La estimación de este efecto debe tomarse con precaución debido a que podría existir una causalidad inversa, es decir, un proceso de selección de los docentes donde los titulados eligen los centros con mejores resultados.

Finalmente, y como hallazgos menos robustos, se observa que en el caso de las competencias de lectura, aunque no en todas las especificaciones, resulta significativo el índice de calidad de los recursos educativos del centro. Asimismo, el índice de autonomía curricular resulta significativo al 10% y con signo positivo en la estimación HECK de las competencias de lectura. Vale aclarar que este último indicador se construye en base al número de decisiones curriculares que son responsabilidad del centro, y por lo tanto procura ser una proxy del grado de autonomía aunque no de la calidad de la gestión del centro educativo.

VII. Comentarios finales

En el presente estudio se discute la estimación de una Función de Producción Educativa con la base de datos PISA-2006 de Uruguay. Se estableció un método para controlar el eventual sesgo de selección debido a la inobservabilidad de los alumnos desertores del sistema educativo. Para ello se empleó una estimación en dos etapas a la Heckman, con información de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada y la base PISA.

Se analizó el problema de endogeneidad de algunas variables, cuyo efecto resulta de interés desde el punto de vista de la política educativa. En particular se presentó evidencia sobre la inconsistencia del estimador por MCO del efecto de haber asistido a una escuela de Tiempo Completo durante la educación primaria. Por lo tanto, de la información de PISA no puede inferirse un efecto causal negativo entre la asistencia a una ETC y las competencias evaluadas, como lo sugiere la correlación parcial entre ambas variables o de la propia estimación por MCO de la FPE con dicha base de información.

En cuanto a los efectos causales de las distintas variables consideradas en la FPE, se obtuvo un efecto de género significativo que determina mejores resultados de las mujeres en la prueba de Lectura, y mejores resultados de los hombres en las de Ciencias y Matemáticas. Además, se constató la importancia de los factores familiares para explicar los aprendizajes, resultado con un amplio soporte en estudios previos. También se constató un efecto positivo significativo de la calidad de los recursos educativos del hogar fundamentalmente sobre los puntajes de las pruebas de Lectura y Ciencias.

El contexto socioeconómico del centro educativo también tuvo un impacto significativo sobre los aprendizajes en las tres competencias evaluadas, con un efecto particularmente destacado en las competencias en Matemáticas.

En cuanto a las variables escolares, a diferencia de estudios previos, se encontró evidencia de un efecto significativo del tamaño de grupo sobre los aprendizajes, fundamentalmente en Lectura y Ciencias. El efecto del tamaño de grupo es positivo

hasta alcanzar aproximadamente los 17-18 alumnos, y negativo a partir de entonces. Por otro lado, se constató un efecto positivo de la formación docente (proporción de profesores titulados) en todas las competencias evaluadas, resultado que debe tomarse con precaución debido a una eventual causalidad inversa. Finalmente, aunque sólo en las competencias de Lectura, se encontró un efecto significativo de la calidad de los recursos educativos del centro y en menor medida de la autonomía curricular del centro educativo.

VIII. Referencias Bibliográficas

- Amemiya, T. (1985). “Advanced Econometrics”, Cambridge, Massachussets, Harvard University Press.
- ANEP (2002). “Los Niveles de Desempeño al Inicio de la Educación Primaria: Estudio de las Competencias Lingüísticas y Matemáticas”. Primer Informe, Montevideo.
- ANEP-MECAEP (2003). “Evaluación Nacional de Aprendizajes en Lenguaje y Matemática – 6to. Año de Enseñanza Primaria – 2002”, Segundo Informe - Resultados en Escuelas de Tiempo Completo y Escuelas de Áreas Integradas.
- ANEP (2004). “Primer Informe Nacional PISA 2003 Uruguay”.
- ANEP (2007). “Informe Nacional PISA 2006 Uruguay”.
- Angrist, J. D., & V. Lavy. (1999). "Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement." *Quarterly Journal of Economics* 114, no. 2 (May):533-575.
- Becker, G.S. & N. Tomes (1976) "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 84(4 pt. 2):S143-162.
- CEPAL (1994). “Los bachilleres uruguayos: Quiénes son, qué aprendieron y qué opinan. Oficina de Montevideo, LC/ MVD.R.120.
- Cameron, S. & Heckman, J. (1993). “The nonequivalence of high school equivalents”. *Journal of Labor Economics*, vol. 11, pp. 1-47.
- Cerdan- Infantes, P. & C. Vermeersch (2006). “More Time is Better: An evaluation of the Full Time School Program in Uruguay”. *World Bank Policy Research Working Paper* 4167, Impact Evaluation series N° 13.
- Glewwe, P. (2002). “Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes”, *Journal of Economic Literature* 40 (2): 436-482.
- Greene, W.H. (1997). *Econometric Analysis*, 3rd Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hanushek, E. (2002). "Evidence, politics, and the class size debate." In *The class size debate*, edited by Lawrence Mishel and Richard Rothstein. Washington, DC: Economic Policy Institute:37-65.
- Hanushek, E. (1995). “Interpreting Recent Research on Schooling in Developing Countries”. *World Bank research Observer* 10: 227-246.
- Heath, A. (1984). “In defence of comprehensive schools.” *Oxford Review of Education*, 10 (1), 115-123.
- Heckman, J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47: 153-161.
- Hoxby, C.M. (2000). "The effects of class size on student achievement: New evidence from population variation." *Quarterly Journal of Economics* 115, no. 3 (November):1239-1285.
- Krueger, A. (1997). “Experimental estimates of education production functions”. NBER working paper no. 6051.

- OCDE (2003) “Pisa 2003: Manual de análisis de datos”.
- OECD (2003). “Literacy Skills for the World Tomorrow – Further Results from PISA 2000”, París.
- Perera, M., Llambí C. & P. Messina (2009) “Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos”. Próximamente a publicar en libro de la edición 2008 del “Fondo Carlos Filgueira”, INFAMIA Ministerio de Desarrollo Social.
- PISA Uruguay, Boletines 1-10. Administración Nacional de Educación Pública, Uruguay.
- Rama, G. (1992). “¿Aprenden los estudiantes? El Ciclo Básico de Educación Media” CEPAL, Oficina de Montevideo, LC/MVD/ R.78.
- Roemer, J.E. (1998). “Equality of Opportunity”, Cambridge, Harvard University Press.
- Roemer, J.E. (2006). “Economic Development as Opportunity Equalization”, Cowles Foundation Discussion Paper Nro. 15.
- Todd P. & Wolpin K. (2003). “On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement”, *The Economic Journal*, 113.
- Vandenberghe, V. & S. Robin (2004). “Evaluating the Effectiveness of Private Education across Countries: A Comparison of Methods”. *Labour Economics* 11: 487-506.
- Willms, J.D., & Somers, M.A. (2001). “Family, classroom, and school effects on children’s educational outcomes in Latin America.” *International Journal of School Effectiveness and Improvement*, 12 (4), 409-445.
- Willms, J.D. (2003). “Ten Hypotheses about Socioeconomic Gradients and Community Differences in Children’s Developmental Outcomes”. Applied Research Branch Strategic Policy Human Resources Development Canada.
- Wooldridge, J.M. (2002). “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, Cambridge, Massachussets, MIT Press.

Apéndice

A1 Notas sobre la selección muestral en la FPE.

El problema de inobservabilidad de los estudiantes que abandonaron el sistema educativo en la muestra de datos considerada refiere a una situación de truncatura incidental. El modelo general es el siguiente:

$$\begin{aligned} d &= 1[x^d \delta + \omega > 0] \\ a &= x^a \beta + \varepsilon \end{aligned} \tag{A.1}$$

Donde la primera de las ecuaciones es la llamada ecuación de selección, que especifica la decisión de asistir o no al sistema educativo, y la segunda ecuación representa la FPE.

Veamos las implicancias de los siguientes supuestos:

- a) (d, x^d) es siempre observado, mientras que (a, x^a) es visto únicamente para aquellos individuos en los que se cumple $d=1$ (no son desertores). Dicho de otro modo, deberíamos contemplar una muestra que incluya a desertores y no-desertores y un conjunto de variables que expliquen dicha decisión (x^d). Por otro lado, para aquellos estudiantes no desertores, tomamos en cuenta el resultado de la prueba (a) y sus variables explicativas (x^a).
- b) El vector (ε, ω) es independiente de x y tiene media igual a 0.²⁸
- c) $\omega \sim Normal(0,1)$
- d) $E(\varepsilon | \omega) = \gamma\omega$

Nuestro objetivo es estimar $E(a | x, d=1)$, que no es otra cosa que la FPE aplicando esperanza y explicitando la condicionante de que el individuo no es desertor del sistema educativo. ¿Cuál es la relación entre $E(a | x, d=1)$ y nuestros parámetros de interés (β s)?

A partir y de los supuestos anteriores, se demuestra que:

$$E(a | x, \omega) = x^a \beta + E(\varepsilon | \omega) = x^a \beta + \gamma h(x, d) \tag{A.2}$$

Donde $h(x, d) = E(\omega | x, d)$. Obsérvese que sólo en el caso particular en que $\gamma=0$ se está en un caso en el que no existe sesgo de selección y, por lo tanto, es posible estimar la FPE (o sea la segunda ecuación del sistema A.1) en base a una muestra de los estudiantes que asisten al sistema educativo. De lo contrario, si $\gamma \neq 0$, al estimar la FPE con dicha muestra, se debería incorporar $h(x, d)$ como un regresor adicional. En ese caso $h(x, d) = h(x, 1) = E(\omega | \omega > -x^d \delta) = \lambda(x^d \delta)$, donde

²⁸ Esto supone exogeneidad de los regresores que no necesariamente ha de cumplirse. Omitimos el caso más general para plantear con mayor claridad el problema del sesgo de selección muestral.

$\lambda(\cdot) \equiv \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ es el llamado inverso del ratio de Mills (Heckman, 1979; Amemiya, 1985). Por lo tanto, el modelo a estimar es el siguiente:

$$E(a | x, \omega) = x^a \beta + \gamma \lambda(x^d \delta) \quad (\text{A.3})$$

La estimación de A.3 mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios conduce a estimadores inconsistentes del vector β si se omite el regresor $\lambda()$. De esta manera, la selección muestral puede ser vista como un caso de variable omitida.

Siguiendo a Heckman (1979), el resultado previo sugiere un método para obtener estimadores consistentes, mediante un procedimiento en dos etapas. En la primera, se obtiene un estimador consistente de δ , mediante el ajuste de un modelo probit para la primera ecuación del sistema 2 (ecuación de selección), lo que permite obtener el regresor $\lambda(x\delta)$ a incluir en la segunda etapa. En ella se estima la ecuación A.3 y se obtiene los estimadores consistentes de β .

A2 Estadísticos Descriptivos de la base PISA y resultados de las estimaciones

Cuadro A2.1. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas de la muestra PISA Uruguay 2006. Base de datos de estudiantes

	Obs.	Media	Desv Est.		
			(BBR) ⁽¹⁾	Min	Max
Puntaje lectura ⁽²⁾	4839	412.5	3.7	1.0	791.9
Puntaje ciencias ⁽²⁾	4839	428.1	3.0	116.8	774.9
Puntaje en matemáticas ⁽²⁾	4839	426.8	2.8	82.9	772.9
Género (hom.=1)	4839	0.473	0.011	0	1
Educ. Madre (1er cicl. Sec)	4569	0.274	0.010	0	1
Educ. Madre (2do cicl. Sec)	4569	0.432	0.014	0	1
Educ. Padre (1er cicl. Sec)	4344	0.329	0.008	0	1
Educ. Padre (2do cicl. Sec)	4344	0.347	0.009	0	1
Educ. univer. Padres	4839	0.556	0.011	0	1
Repetición primaria	4385	0.195	0.012	0	1
Status ocupacional padres (índice)	4627	44.618	0.450	16	90
Recursos educativos del hogar (índice)	4773	-0.378	0.027	-4.354	0.978
Bienes del hogar (índice)	4792	-0.731	0.029	-6.084	3.198
Área metropolitana	4753	0.459	0.020	0	1
Capital Dptal	4753	0.322	0.023	0	1
Ciudad pequeña	4753	0.128	0.015	0	1
Rural	4753	0.090	0.011	0	1
Madre con ocup. de baja calificación	4839	0.224	0.010	0	1
Madre ocupada	4839	0.800	0.008	0	1
Primaria escuela Pública Común	4686	0.658	0.012	0	1
Primaria T. Completo	4686	0.091	0.006	0	1
Primaria Privada	4686	0.200	0.010	0	1
Primaria Rural	4686	0.052	0.007	0	1
Ciclo Básico p'86	4628	0.215	0.014	0	1
Ciclo Básico p'96	4628	0.495	0.016	0	1
Ciclo Básico Técnico	4628	0.112	0.012	0	1
Ciclo Básico Privado	4628	0.170	0.009	0	1
Ciclo Básico Rural	4628	0.008	0.002	0	1
1er grado	4839	0.067	0.009	0	1
2do grado	4839	0.083	0.008	0	1
3er grado	4839	0.128	0.010	0	1
4to grado	4839	0.648	0.015	0	1
5to grado	4839	0.073	0.007	0	1

Notas: (1) Las estimaciones de los errores muestrales se realizaron mediante el método de Replicación Repetido Equilibrado (BRR por su siglas en inglés). Esta técnica de remuestreo permite estimar los errores estándar contemplando especificidades del diseño muestral. (2) El cálculo de los errores estándar de los puntajes de las pruebas incluye la varianza muestral y la de imputación. Para el cálculo de esta última PISA asigna cinco valores plausibles de los puntajes de cada prueba para cada alumno (para un análisis detallado véase el Manual de Análisis de Datos PISA, 2003)

**Cuadro A2.2. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas de la muestra PISA
 Uruguay 2006. Base de datos de centros**

	Obs.	Media	Desv Est. (BBR) ⁽¹⁾	Min	Max
Estab. Público de Secundaria	273	0.619	0.028	0	1
Estab. Público de Ed. Técnico/Prof.	273	0.263	0.028	0	1
Estab. Privado	273	0.109	0.009	0	1
Estab. Militar	273	0.002	0.002	0	1
Estab. Rural	273	0.007	0.007	0	1
Context. Socioec. Liceo	278	-0.614	0.039	-2.441	1.564
Ratio Alumnos/Prof.	276	15.189	0.329	2	29.6
Calidad Recursos Educativos (índice)	270	-0.121	0.065	-2.006	1.907
Autonomía de Recur. (índice)	276	-0.157	0.039	-0.519	5.515
Autonomía Curric. (índice)	276	-0.088	0.052	-0.657	4.432
Prop. Docent. Titul.	276	0.600	0.012	0.125	1
Prop. Docent. Univer.	276	0.098	0.005	0	0.448

Notas: (1) Las estimaciones de los errores muestrales se realizaron mediante el método de Replicación Repetido Equilibrado (BBR por su siglas en inglés). Esta técnica de remuestreo permite estimar los errores estándar contemplando especificidades del diseño muestral. (2) El cálculo de los errores estándar de los puntajes de las pruebas incluye la varianza muestral y la de imputación. Para el cálculo de esta última PISA asigna cinco valores plausibles de los puntajes de cada prueba para cada alumno (para un análisis detallado véase el Manual de Análisis de Datos PISA, 2003)

Cuadro A2.3. Estimaciones de modelo *Probit* para la asistencia al sistema educativo. Muestra de personas de 15 y 16 años de la ENHA-INE 1er y 3er trimestre de 2006

	(1)	(2)	(3)
Genero (hom.=1)	-0.174	-0.315	-0.329
	0.000	0.000	0.000
Capital Dptal	0.010	0.065	0.068
	0.859	0.373	0.357
Ciudad pequeña	-0.277	-0.129	-0.127
	0.000	0.160	0.170
Rural	-0.601	-0.409	-0.396
	0.000	0.000	0.000
Repetición Primaria	-0.717	-0.556	-0.544
	0.000	0.000	0.000
Educ. Madre (1er cicl. Sec)		0.431	0.407
		0.000	0.000
Educ. Madre (2do cicl. Sec)		0.820	0.719
		0.000	0.000
Educ. Padre (1er cicl. Sec)		0.369	0.350
		0.000	0.000
Educ. Padre (2do cicl. Sec)		0.488	0.403
		0.000	0.001
Ocup. Padre CBNC			-0.211
			0.113
Ocup. Padre CAC			-0.290
			0.011
Ocup. Padre CANC			-0.374
			0.001
Ocup. Madre CBNC			-0.027
			0.763
Ocup. Madre CAC			0.008
			0.945
Ocup. Madre CANC			-0.156
			0.041
N	4221	3057	3057
Seudo-R ²	0.084	0.153	0.160

Notas: CBNC = Cuello Blanco No Calificado; CAC= Cuello Azul Calificado; CANC=Cuello Azul No Calificado. (La omitida es CBC=Cuello Blanco Calificado)
Los valores en negrita debajo de los coeficientes indican el p-valor del contraste de significación

Cuadro A2.4. Estimaciones por MCO: Puntaje de la pruebas de Lectura, Ciencias y Matemáticas. Total de la muestra PISA Uruguay, 2006

	Lectura		Ciencias		Matemáticas	
	MCO	MCO-EF	MCO	MCO-EF	MCO	MCO-EF
Genero (hom.=1)	-0.303	-0.282	0.106	0.120	0.243	0.265
	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000
Educ. Madre (1er cicl. Sec)	0.056	0.022	-0.003	-0.024	-0.033	-0.048
	0.139	0.507	0.939	0.520	0.403	0.211
Educ. Madre (2do cicl. Sec)	0.109	0.100	0.071	0.092	0.099	0.136
	0.026	0.008	0.142	0.025	0.041	0.003
Educ. Padre (1er cicl. Sec)	-0.028	0.014	-0.019	0.015	0.111	0.122
	0.374	0.632	0.595	0.640	0.001	0.000
Educ. Padre (2do cicl. Sec)	0.028	0.052	0.064	0.086	0.117	0.131
	0.487	0.220	0.169	0.048	0.011	0.007
Educ. univer. Padres	-0.050	-0.032	-0.008	0.010	-0.008	0.024
	0.111	0.286	0.791	0.743	0.790	0.346
Status ocup. padres (índ.)	0.103	0.106	0.104	0.101	0.054	0.052
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.002
Recursos educ. hogar (índ.)	0.094	0.101	0.080	0.092	0.030	0.028
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.155	0.128
Recursos mater. hogar (índ.)	-0.026	-0.046	0.009	-0.018	0.057	0.028
	0.301	0.058	0.732	0.445	0.041	0.229
Primaria T. Completo	-0.137	-0.132	-0.230	-0.199	-0.246	-0.213
	0.010	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
Primaria Privado	0.031	-0.069	-0.004	-0.072	0.062	-0.034
	0.427	0.039	0.934	0.093	0.139	0.393
Primaria Rural	-0.026	-0.061	-0.030	-0.036	0.020	0.044
	0.722	0.316	0.621	0.564	0.790	0.584
CB P'96	0.016	0.044	-0.010	0.048	0.012	0.048
	0.694	0.365	0.805	0.392	0.730	0.280
CB Técnico	0.007	0.009	-0.206	-0.147	-0.197	-0.141
	0.938	0.914	0.006	0.065	0.036	0.092
CB Privado	0.000	-0.014	0.068	0.082	0.075	0.125
	0.997	0.876	0.384	0.352	0.372	0.171
1er grado	-0.962	-0.946	-0.965	-0.907	-0.908	-0.967
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2do grado	-0.871	-0.779	-0.879	-0.777	-0.941	-0.799
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
3er grado	-0.575	-0.494	-0.562	-0.486	-0.635	-0.458
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
5to grado	0.064	0.041	0.189	0.228	0.188	0.238
	0.301	0.530	0.000	0.000	0.005	0.001
Técnico/Prof.	-0.140		-0.157		0.095	
	0.290		0.227		0.468	
Privado	0.127		-0.116		-0.236	
	0.427		0.425		0.115	
Context. Socioec. Liceo	0.219		0.201		0.253	
	0.001		0.000		0.000	
Ratio Alumnos/Prof.	0.037		0.020		0.014	
	0.249		0.394		0.597	
Ratio Alumnos/Prof. ^2	-0.001		-0.001		0.000	
	0.279		0.334		0.529	
Calid Recurs. Educ. (índ.)	-0.002		0.020		0.016	
	0.956		0.421		0.592	
Autonomía de Recur. (índ.)	0.034		0.033		0.053	
	0.309		0.296		0.051	
Autonomía Curric. (índ.)	-0.032		-0.021		-0.018	
	0.389		0.513		0.530	
Prop. Docent. Titul.	0.161		0.224		0.196	
	0.168		0.027		0.067	
Prop. Docent. Univer.	-0.548		0.165		0.151	
	0.252		0.688		0.716	
N	3749	3749	3749	3749	3749	3749
R^2	0.430	0.588	0.445	0.552	0.451	0.581

Notas: Los valores en negrita debajo de los coeficientes indican el p-valor del contraste de significación. Las variables índices (índ.) se encuentran estandarizadas (media 0 y varianza 1), así como también la variable dependiente (el puntaje de la prueba).

La Función de Producción Educativa: el posible sesgo en la estimación de efectos “institucionales” con los datos PISA. El caso de las escuelas de Tiempo Completo

Cuadro A2.5. Estimación de la FPE: Puntaje de la prueba de Lectura. Muestra de alumnos de Educación Secundaria Pública. PISA Uruguay, 2006

	MCO	MC2E	MC2E-EF	VI	VI-EF	HECK	HECK-EF
Genero (hom.=1)	-0.253 0.000	-0.243 0.000	-0.221 0.000	-0.248 0.000	-0.225 0.000	-0.246 0.000	-0.227 0.000
Educ. Madre (1er cicl. Sec)	0.068 0.110	0.065 0.134	0.055 0.176	0.063 0.141	0.055 0.179	0.063 0.135	0.054 0.165
Educ. Madre (2do cicl. Sec)	0.135 0.019	0.131 0.022	0.095 0.051	0.139 0.017	0.100 0.052	0.137 0.004	0.103 0.017
Educ. Padre (1er cicl. Sec)	-0.020 0.600	-0.024 0.527	0.021 0.578	-0.031 0.419	0.018 0.628	-0.029 0.471	0.014 0.719
Educ. Padre (2do cicl. Sec)	0.048 0.316	0.046 0.347	0.072 0.145	0.021 0.681	0.067 0.181	0.027 0.560	0.058 0.186
Educ. univer. Padres	-0.036 0.378	-0.035 0.389	-0.001 0.983	-0.031 0.453	0.002 0.972	-0.031 0.384	0.004 0.908
Status ocup. padres (índ.)	0.103 0.000	0.103 0.000	0.100 0.000	0.111 0.000	0.102 0.000	0.109 0.000	0.106 0.000
Recursos educ. hogar (índ.)	0.096 0.001	0.097 0.001	0.095 0.001	0.116 0.001	0.100 0.001	0.109 0.000	0.107 0.000
Recursos mater. hogar (índ.)	-0.015 0.673	-0.016 0.661	-0.024 0.522	-0.023 0.531	-0.025 0.498	-0.021 0.463	-0.028 0.282
Primaria T. Completo	-0.048 0.415	-0.045 0.445	-0.106 0.078	0.780 0.227	0.111 0.782	0.475 0.009	0.388 0.049
1er grado	-1.271 0.000	-1.249 0.000	-1.117 0.000	-1.285 0.000	-1.123 0.000	-1.274 0.000	-1.170 0.000
2do grado	-0.952 0.000	-0.930 0.000	-0.766 0.000	-0.989 0.000	-0.775 0.000	-0.967 0.000	-0.827 0.000
3er grado	-0.669 0.000	-0.654 0.000	-0.504 0.000	-0.678 0.000	-0.503 0.000	-0.670 0.000	-0.537 0.000
5to grado	0.065 0.395	0.066 0.393	-0.016 0.825	0.068 0.368	-0.015 0.838	0.066 0.265	-0.016 0.802
Context. Socioec. Liceo	0.171 0.000	0.162 0.001		0.190 0.000		0.182 0.000	
Ratio Alumnos/Prof.	0.100 0.009	0.097 0.010		0.111 0.004		0.107 0.000	
Ratio Alumnos/Prof. ^2	-0.003 0.007	-0.003 0.008		-0.003 0.003		-0.003 0.000	
Calid Recurs. Educ. (índ.)	-0.047 0.091	-0.044 0.109		-0.050 0.082		-0.048 0.018	
Autonomía de Recur. (índ.)	-0.025 0.710	-0.027 0.694		-0.024 0.728		-0.025 0.486	
Autonomía Curric. (índ.)	0.069 0.344	0.073 0.327		0.101 0.189		0.090 0.095	
Prop. Docent. Titul.	0.465 0.000	0.458 0.000		0.449 0.000		0.450 0.000	
Prop. Docent. Univer.	-0.146 0.743	-0.134 0.763		-0.103 0.818		-0.116 0.704	
Lambda		-0.129 0.537	-0.549 0.016	-0.247 0.254	-0.548 0.016	-0.204 0.137	-0.581 0.001
N	2287	2287	2287	2287	2287	2287	2287
R^2	0.409	0.409	0.544	0.410	0.543	-	-
rho	-	-	-	-	-	-0.371	-0.393
sigma	-	-	-	-	-	0.738	0.651
chi2 (rho=0)	-	-	-	-	-	4.575	2.020
p-value (rho=0)	-	-	-	-	-	0.032	0.155

Notas: Los valores en negrita debajo de los coeficientes indican el p-valor del contraste de significación. Las variables índices (índ.) se encuentran estandarizadas (media 0 y varianza 1), así como también la variable dependiente (el puntaje de la prueba).

Cuadro A2.6. Estimación de la FPE: Puntaje de la prueba de Ciencias Muestra de alumnos de Educación Secundaria Pública. PISA Uruguay 2006

	MCO	MC2E	MC2E-EF	VI	VI-EF	HECK	HECK-EF
Genero (hom.=1)	0.131 0.001	0.146 0.000	0.168 0.000	0.140 0.000	0.142 0.000	0.140 0.000	0.153 0.000
Educ. Madre (1er cicl. Sec)	-0.011 0.836	-0.016 0.770	-0.028 0.592	-0.018 0.736	-0.028 0.594	-0.020 0.678	-0.029 0.474
Educ. Madre (2do cicl. Sec)	0.092 0.137	0.087 0.152	0.083 0.124	0.096 0.112	0.110 0.047	0.097 0.072	0.100 0.025
Educ. Padre (1er cicl. Sec)	0.012 0.789	0.006 0.892	0.035 0.375	-0.003 0.954	0.024 0.555	-0.005 0.920	0.028 0.469
Educ. Padre (2do cicl. Sec)	0.104 0.091	0.100 0.103	0.128 0.016	0.070 0.261	0.102 0.059	0.066 0.238	0.110 0.014
Educ. univer. Padres	0.023 0.557	0.025 0.530	0.038 0.331	0.030 0.417	0.049 0.217	0.033 0.415	0.046 0.180
Status ocup. padres (índ.)	0.104 0.000	0.105 0.000	0.097 0.000	0.114 0.000	0.107 0.000	0.115 0.000	0.103 0.000
Recursos educ. hogar (índ.)	0.116 0.000	0.117 0.000	0.106 0.000	0.139 0.000	0.132 0.000	0.140 0.000	0.122 0.000
Recursos mater. hogar (índ.)	-0.020 0.498	-0.021 0.478	-0.030 0.331	-0.030 0.329	-0.038 0.208	-0.032 0.341	-0.036 0.193
Primaria T. Completo	-0.197 0.000	-0.192 0.000	-0.211 0.001	0.771 0.233	0.945 0.028	0.786 0.000	0.490 0.001
1er grado	-1.319 0.000	-1.286 0.000	-1.226 0.000	-1.328 0.000	-1.306 0.000	-1.331 0.000	-1.284 0.000
2do grado	-1.016 0.000	-0.982 0.000	-0.872 0.000	-1.052 0.000	-0.960 0.000	-1.052 0.000	-0.934 0.000
3er grado	-0.715 0.000	-0.692 0.000	-0.624 0.000	-0.720 0.000	-0.639 0.000	-0.721 0.000	-0.639 0.000
5to grado	0.201 0.001	0.202 0.001	0.217 0.003	0.205 0.001	0.224 0.002	0.203 0.000	0.221 0.001
Context. Socioec. Liceo	0.092 0.054	0.078 0.122		0.111 0.041		0.115 0.015	
Ratio Alumnos/Prof.	0.063 0.018	0.059 0.034		0.076 0.010		0.077 0.001	
Ratio Alumnos/Prof. ^2	-0.002 0.013	-0.002 0.024		-0.002 0.006		-0.002 0.000	
Calid Recurs. Educ. (índ.)	-0.008 0.747	-0.004 0.880		-0.011 0.678		-0.012 0.621	
Autonomía de Recur. (índ.)	0.017 0.707	0.015 0.747		0.018 0.688		0.018 0.669	
Autonomía Curric. (índ.)	-0.020 0.783	-0.014 0.855		0.019 0.800		0.019 0.726	
Prop. Docent. Titul.	0.365 0.003	0.354 0.003		0.344 0.005		0.340 0.001	
Prop. Docent. Univer.	0.391 0.363	0.409 0.347		0.445 0.323		0.442 0.190	
Lambda		-0.197 0.311	-0.593 0.009	-0.335 0.118	-0.585 0.011	-0.339 0.041	-0.589 0.001
N	2287	2287	2287	2287	2287	2287	2287
R^2	0.428	0.429	0.518	0.427	0.515	-	-
rho	-	-	-	-	-	-0.680	-0.568
sigma	-	-	-	-	-	0.757	0.674
chi2 (rho=0)	-	-	-	-	-	45.196	5.517
p-value (rho=0)	-	-	-	-	-	0.000	0.019

Notas: Los valores en negrita debajo de los coeficientes indican el p-valor del contraste de significación. Las variables índices (índ.) se encuentran estandarizadas (media 0 y varianza 1), así como también la variable dependiente (el puntaje de la prueba).

Cuadro A2.7. Estimación de la FPE: Puntaje de la prueba de Matemáticas Muestra de alumnos de Educación Secundaria Pública. PISA Uruguay 2006

	MCO	MC2E	MC2E-EF	VI	VI-EF	HECK	HECK-EF
Genero (hom.=1)	0.284 0.000	0.301 0.000	0.344 0.000	0.300 0.000	0.323 0.000	0.297 0.000	0.334 0.000
Educ. Madre (1er cicl. Sec)	-0.019 0.711	-0.024 0.633	-0.039 0.433	-0.025 0.623	-0.039 0.436	-0.027 0.548	-0.039 0.349
Educ. Madre (2do cicl. Sec)	0.134 0.016	0.128 0.019	0.147 0.007	0.131 0.017	0.169 0.003	0.135 0.008	0.159 0.001
Educ. Padre (1er cicl. Sec)	0.103 0.005	0.096 0.008	0.085 0.016	0.093 0.009	0.075 0.033	0.088 0.049	0.080 0.055
Educ. Padre (2do cicl. Sec)	0.125 0.022	0.121 0.026	0.117 0.022	0.112 0.049	0.096 0.063	0.096 0.064	0.105 0.031
Educ. univer. Padres	-0.008 0.808	-0.007 0.841	0.021 0.516	-0.005 0.887	0.030 0.357	-0.001 0.980	0.026 0.465
Status ocup. padres (índ.)	0.043 0.030	0.044 0.030	0.040 0.043	0.046 0.029	0.048 0.015	0.051 0.028	0.045 0.039
Recursos educ. hogar (índ.)	0.062 0.021	0.063 0.020	0.045 0.074	0.069 0.007	0.066 0.015	0.080 0.004	0.056 0.020
Recursos mater. hogar (índ.)	0.051 0.088	0.049 0.096	0.042 0.170	0.047 0.103	0.036 0.236	0.042 0.190	0.038 0.180
Primaria T. Completo	-0.232 0.000	-0.227 0.000	-0.197 0.001	0.018 0.971	0.734 0.105	0.474 0.014	0.279 0.213
1er grado	-1.247 0.000	-1.209 0.000	-1.115 0.000	-1.220 0.000	-1.176 0.000	-1.242 0.000	-1.152 0.000
2do grado	-0.991 0.000	-0.952 0.000	-0.750 0.000	-0.970 0.000	-0.817 0.000	-1.002 0.000	-0.791 0.000
3er grado	-0.734 0.000	-0.708 0.000	-0.455 0.000	-0.715 0.000	-0.466 0.000	-0.729 0.000	-0.465 0.000
5to grado	0.140 0.054	0.141 0.054	0.160 0.080	0.141 0.053	0.166 0.067	0.141 0.025	0.163 0.032
Context. Socioec. Liceo	0.209 0.000	0.194 0.000		0.203 0.000		0.220 0.000	
Ratio Alumnos/Prof.	0.022 0.364	0.018 0.495		0.022 0.455		0.030 0.163	
Ratio Alumnos/Prof. ^2	-0.001 0.259	-0.001 0.352		-0.001 0.326		-0.001 0.080	
Calid Recurs. Educ. (índ.)	-0.014 0.602	-0.009 0.741		-0.011 0.702		-0.015 0.506	
Autonomía de Recur. (índ.)	-0.065 0.226	-0.067 0.209		-0.067 0.216		-0.065 0.168	
Autonomía Curric. (índ.)	-0.010 0.898	-0.003 0.971		0.005 0.950		0.021 0.708	
Prop. Docent. Titul.	0.469 0.000	0.457 0.000		0.454 0.000		0.447 0.000	
Prop. Docent. Univer.	0.495 0.143	0.516 0.122		0.524 0.127		0.539 0.102	
Lambda		-0.224 0.200	-0.673 0.003	-0.259 0.146	-0.667 0.004	-0.325 0.038	-0.671 0.000
N	2287	2287	2287	2287	2287	2287	2287
R^2	0.460	0.461	0.556	0.456	0.554	-	-
rho	-	-	-	-	-	-0.508	-0.403
sigma	-	-	-	-	-	0.726	0.646
chi2 (rho=0)	-	-	-	-	-	13.683	4.893
p-value (rho=0)	-	-	-	-	-	0.000	0.027

Notas: Los valores en negrita debajo de los coeficientes indican el p-valor del contraste de significación. Las variables índices (índ.) se encuentran estandarizadas (media 0 y varianza 1), así como también la variable dependiente (el puntaje de la prueba).