



REICE. Revista Iberoamericana sobre
Calidad, Eficacia y Cambio en Educación

E-ISSN: 1696-4713

RINACE@uam.es

Red Iberoamericana de Investigación Sobre
Cambio y Eficacia Escolar
España

Fernández Aguerre, Tabaré; Menese Camargo, Pablo; Boado Martínez, Marcelo
Diez años después. Determinantes del ingreso por trabajo en los jóvenes evaluados por PISA 2003 en
Uruguay

REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, vol. 12, núm. 3, julio-
septiembre, 2014, pp. 123-147

Red Iberoamericana de Investigación Sobre Cambio y Eficacia Escolar
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=55131318008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Diez años después. Determinantes del ingreso por trabajo en los jóvenes evaluados por PISA 2003 en Uruguay

Ten years after. Determinants of income from work in young assessed by PISA 2003 in Uruguay

Tabaré Fernández Aguerre *
Pablo Menese Camargo
Marcelo Boado Martínez
Universidad de la República

La utilización de las ecuaciones de Mincer es un procedimiento habitual por el cual se observa el retorno de la inversión en capital humano, su versatilidad permite incluir variedad de controles. El propósito del presente artículo es observar que ocurre con los ingresos a los 25 años, controlando por el resultado obtenido en PISA a los 15 años. Los datos provienen de la Segunda Encuesta a los Jóvenes Evaluados por PISA en 2003, que en 2012 encuestó a 2451 jóvenes uruguayos, que a los 15 años fueron evaluados por el ciclo PISA 2003. Los resultados muestran un efecto estadísticamente significativo de los puntajes obtenido en PISA a los 15 años en los ingresos; quienes obtuvieron puntajes por encima del umbral de alfabetismo de acuerdo a PISA, tienen en promedio mayores ingresos, incluso aplicando controles de género, nivel educativo, experiencia laboral, lugar de residencia, tipo de empleo y hogar de origen.

Descriptores: Ingresos, PISA longitudinal, Ecuaciones de Mincer, Capital humano, Trabajo, Estudio, Transiciones.

The use of Mincer's equations, are standard procedure to estimate the return of investment in human capital, its versatility has allowed the inclusion of many controls. The proposal of this article is observe the incomes at 25 years old, controlling the PISA score, achieved by young people at 15 years old. The data set for the article came from the Second Survey to Young People Evaluated by PISA at 2003, that in 2012 surveyed 2451 Uruguayan young people, that were evaluated by PISA in the 2003 cycle. The result shows a statistical significant effect of the PISA score in the incomes, even 10 years after of the evaluation. Those that obtain score above the threshold of literacy according PISA, have on average higher income, even including applying controls of gender, educational level, work experience, place of residence, type of job, and family social class.

Keywords: Incomes, Longitudinal PISA, Mincer's equation, Human capital, Work, Study, Transition.

*Contacto:
tabare.fernandez@cienciassociales.edu.uy

Recibido: 14 de febrero 2014
1ª Evaluación: 22 de mayo 2014
Aceptado: 5 de junio 2014

Introducción

Uno de los objetivos centrales del Programa PISA es evaluar las oportunidades que los sistemas educativos nacionales a nivel básico y medio han generado para que los niños y adolescentes hayan podido desarrollar las competencias cognitivas (en lectura, matemática y ciencias) necesarias para vivir eficazmente en una sociedad globalizada y en una economía del conocimiento. Esta pretensión ha sido fuertemente discutida por varios académicos y algunos gobiernos, en especial de países en vías de desarrollo, que han expresado su escepticismo de que la información provista por PISA sea adecuada para diagnosticar el desarrollo educativo (Kreiner, 2011; Meyer y Benavot, 2013). Dado estos cuestionamientos, observar la relación entre competencias e ingresos laborales parecería ser una prueba sustantiva de la validez de la pretensión central de PISA.

La Segunda Encuesta de Seguimiento a los jóvenes uruguayos evaluados por PISA en el año 2003 fue levantada durante el 2012 con el objetivo general de registrar eventos experimentados hasta los 25 años de edad en las dimensiones clásicas de la transición a la adultez: educación formal, empleo, emancipación, conyugalidad, y maternidad/paternidad. También se incluyeron temas relativos a logros alcanzados en la transición en los temas de salud, capital social y capital económico. Precisamente en este aspecto, la encuesta incluyó un conjunto de indicadores tendientes a medir el ingreso de los jóvenes por concepto de trabajo productivo (extradoméstico). En este sentido, La Segunda Encuesta de Seguimiento (2012) proporciona un marco adecuado para examinar aquella pretensión sobre PISA, examinando los efectos que tienen las competencias cognitivas desarrolladas hasta los 15 años en los siguientes 10 años de sus vidas. Describimos este proyecto, los indicadores originales de ingresos y la base de datos en la segunda sección del artículo

Los antecedentes empíricos tanto a nivel nacional como internacional son amplios respecto de la relación entre ingresos, capital humano y otros atributos determinantes (Boado, 2003; Heckman, Lochner, y Todd, 2006). Aquí deseamos contribuir con un aporte novedoso: utilizar los resultados obtenidos en PISA como variable determinante en la función de ingresos. Para abordar nuestro objetivo, utilizamos el planteamiento estándar en la econometría de trabajar con una función de Mincer (Mincer, 1975). La revisión de la especificación clásica, sus modificaciones y las objeciones es tratada en la tercera sección.

Un primer análisis empírico se realiza en la cuarta sección. La sección quinta se ocupa del ajuste y presentación de los resultados de tres modelos: i) la ecuación clásica de Mincer sin la medida de competencias ni un término de selección; ii) una estimación con selección de quienes no tienen trabajo; y iii) una estimación completa con los determinantes discutidos previamente. La sexta sección se ocupa de discutir los resultados y presenta conclusiones a la luz de las hipótesis y de la revisión bibliográfica.

1. Fundamentación teórica: Competencias y capital humano

El propósito fundamental que inspira el desarrollo de PISA es evaluar en qué medida los adolescentes han desarrollado hasta los 15 años aquellas competencias que se estima imprescindibles para la vida en una sociedad y una economía globalizadas del

conocimiento. Estas competencias se entienden como una forma de capital humano fundamental, cualitativamente diferente a las credenciales que pueda proveer un sistema educativo conforme se acreditan los sucesivos niveles.

1.1. Concepto de competencia en la evaluación de PISA

PISA ha sostenido desde su establecimiento como programa de la OECD en 1997 que su propósito es evaluar las competencias que los jóvenes escolarizados de 15 años han desarrollado para afrontar las exigencias que enfrentarán en su vida ciudadana y laboral hacia el futuro. Brevemente, PISA evalúa competencias para la vida.

La evaluación se ha planteado sobre tres áreas: la matemática, las ciencias naturales (física, química, biología, astronomía). Desde el 2000 y cada tres años se han venido realizado las pruebas, focalizando en una de las áreas. En el caso del ciclo 2003 a que refiere nuestro panel, el foco fue Matemática por lo que ocupó la mitad del espacio de la prueba, en tanto que lectura y ciencias ocuparon el resto. A pesar de la referencia explícita a tres disciplinas clásicamente incluidas en los currículos escolares, la evaluación no se ajusta a los programas impartidos en los centros educativos, sino a un concepto y una operacionalización en actividades determinadas a partir de comités de expertos y validadas interculturalmente. Además, y tal como se puede apreciar en la tabla 1, la definición de los tres objetos de la evaluación de aprendizajes, introduce la noción de *uso* (de la lectura, de la matemática, de las ciencias) para el “logro de metas propias”, para “resolver necesidades de su propia vida”, para “tomar decisiones”. Este sentido importa explorarlo puesto que es de gran importancia tanto para estudios macro como microsociales.

Tabla 1. Definiciones de las tres áreas de evaluación en PISA

LECTURA	MATEMÁTICA	CIENCIAS
¿En qué nivel los jóvenes que culminan su educación obligatoria ...		
Comprenden, usan y reflexionan sobre diferentes textos para alcanzar metas propias, desarrollar su conocimiento y su potencial para participar en la sociedad?	Identifican y comprenden el rol que las matemáticas juegan en el mundo, como para emitir juicios fundamentados y para utilizar e involucrarse con la matemática de forma de resolver las necesidades de su propia vida como ciudadano constructivo, comprometido y reflexivo?	Utilizan el conocimiento científico, identifican cuestiones científicas y sacan conclusiones basadas en pruebas con el fin de comprender y ayudar a tomar decisiones relativas al mundo natural y a los cambios que ha producido en él la actividad humana?

Fuente: Tomado de ANEP-PISA (2005).

1.2. Perspectiva macro sobre competencias y desarrollo

A nivel macro, el nivel de desarrollo de las competencias sería equivalente a una medida agregada de capital humano que permitiría pronosticar límites y oportunidades de desarrollo para las naciones, en especial en lo que hace a la extensión de una economía fundada en el valor agregado a la producción exportable. Por esta vía, las medidas de PISA han despertado gran importancia prospectiva en los estudios económicos y sociales del desarrollo. Estas ideas han estado presente de diversas formas en todos los informes, reportes técnicos y marcos conceptuales aprobados por la OECD para PISA desde 1997 hasta el presente. Así por ejemplo, en el prólogo al informe sobre PISA 2003, se decía:

The prosperity of countries now derives to a large extent from their human capital, and to succeed in a rapidly changing world, individuals need to advance their knowledge and skills throughout their lives. Education systems need to lay strong foundations for this, by

fostering knowledge and skills and strengthening the capacity and motivation of young adults to continue learning beyond school. (PISA/OECD, 2004:3).

This approach was taken to reflect the nature of the competencies valued in modern societies. It also reflects the reality of how globalization and computerization are changing societies and labor markets. Work that can be done at a lower cost by computers or workers in lower wage countries continuing to disappear. This is particularly true for jobs in which information can be represented in forms usable by a computer and/or in which the process follows simple, easy-to-explain rules. [...] This highlights that if students learn merely to memorize and reproduce scientific information and skills, they risk being prepared only for jobs that are in fact increasingly disappearing from labor markets. The kind of skills that are easiest to teach – and easiest to test – are therefore no longer sufficient to prepare young people for the future. To participate fully in today's global society, students must be able to solve problems for which there are no clear rule-based solutions and communicate complex scientific ideas clearly and persuasively (PISA/OECD, 2007:33).

1.3. Competencias y agencia del bienestar

Ahora bien, es razonable sostener que PISA parte de un concepto de aprendizaje que avanza mucho más allá de los tradicionales al introducir aquel énfasis en el *uso eficaz* del conocimiento, en la *agencia* del sujeto, para el logro de metas (Fernández y Sánchez, 2007). Esta perspectiva, que podríamos denominar “pragmática”, se traduce al diseño de las actividades de la evaluación, al plasmar textos, consignas y ejercicios que responden sistemáticamente a variaciones que miden distintos contenidos, procesos cognitivos y contextos de aplicación (tabla 2). En particular, el examen de las distintas actividades permite concluir que se ha venido poniendo el énfasis en los contenidos conceptuales sobre relaciones e incertidumbre; en los procesos cognitivos más complejos relativos a la modelización y a la reflexión sobre el propio conocimiento; y en los contextos extra-escolares sean ciudadanos, de sean de consumo.

Tabla 2. Contenidos disciplinarios, procesos cognitivos y situaciones de aplicación en las áreas de la evaluación PISA

LECTURA	MATEMÁTICA	CIENCIAS
El formato textual: La competencia lectora de los alumnos se evalúa con frecuencia mediante textos continuos, es decir, pasajes de prosa organizados en oraciones y párrafos; y en discontinuos, principalmente, tablas, gráficos, imágenes, dibujos, afiches que están acompañados de párrafos y oraciones.	El contenido matemático: Se define fundamentalmente en función de cuatro ideas clave que son cantidad; espacio y forma; cambio y relaciones; e incertidumbre.	Los conocimientos o conceptos científicos: Constituyen los vínculos que facilitan la comprensión de fenómenos relacionados.
Los procesos de lectura (aspectos): Las habilidades lectoras más básicas no serán evaluadas, pues se da por supuesto que los alumnos de 15 años ya las han adquirido	Los procesos matemáticos: Vienen definidos por las competencias generales propias de las matemáticas, que incluyen el empleo del lenguaje matemático, la creación de modelos y las habilidades relacionadas con la solución de problemas.	Los procesos científicos: Se centran en la capacidad de asimilar, interpretar y actuar partiendo de pruebas.
Las situaciones: Definen el uso para el que ha sido elaborado el texto.	Las situaciones: Representan los ámbitos en los que se utilizan las matemáticas y se organizan según su grado de proximidad con respecto al alumno.	Las situaciones o contextos científicos: Representan los ámbitos a los que se aplican los conocimientos y los procesos científicos.

Fuente: Tomado de ANEP-PISA (2005).

El énfasis en el uso del conocimiento y en los contextos de aplicación extra/escolares, de mayor de incertidumbre, trascienden la noción de capital humano tradicional, así como otros fundados en nociones enciclopédicas, memorísticas o instrumentales, y permiten plantear una de las hipótesis centrales que orienta nuestra investigación desde el comienzo de este proyecto.

Con base en la perspectiva de los cursos de vida (Elder, Kirkpatrick, y Crosnoe, 2004), sostenemos que el giro pragmático resulta de gran relevancia para indagar empíricamente si el nivel de competencias está vinculado con los desempeños y trayectorias siguientes de los jóvenes en su tránsito a la Educación Superior, la educación para el trabajo y el mercado laboral. Es decir, que el nivel de competencias desarrollado en el entorno escolar designaría un activo fundamental, al cual el joven podría echar mano en sus planes para proseguir en la educación formal, para mejorar su posición en el mercado de trabajo, para asegurar movilidad social respecto a su familia de origen, para agenciar el propio bienestar en general.

1.4. Niveles de competencia y analfabetismo en PISA

PISA informa los resultados obtenidos por los estudiantes mediante la aplicación de la Teoría de Respuesta al Item (TRI) y de la técnica de los valores plausibles. Se reporta un puntaje o escala (variable continua) y un nivel de desempeño (variable ordinal) de 6 o 7 niveles) para cada área evaluada y puntajes específicos por dimensiones o sub-áreas, del área principal de evaluación en ese ciclo. El valor medio del puntaje general (en Matemática, en Ciencias y en Lectura) se fija en 500 puntos y desvío estándar de 100 puntos, tomando como referencia la distribución de los estudiantes de la OECD y en el año en el que esa área fue el foco de PISA. Además de la escala métrica, se reportan niveles de desempeño en cada una de las tres áreas, cada uno con una descripción sustantiva de qué puede hacer el estudiante con base a los conceptos y los procesos cognoscitivos demandados para resolver actividades en distintos tipos de situaciones. Esto permite una mejor interpretación de los resultados y a la vez, proporciona una primera orientación didáctica a quienes desean usarlos para planes de mejoramiento. Estos niveles van desde el más bajo, etiquetado como nivel bajo 1 hasta el más alto, nivel 6.

El nivel 2 es considerado como el nivel de base en la competencia matemática que se requiere para participar activamente en la sociedad moderna (PISA/OECD, 2013). Igual definición se ha expresado respecto del nivel 2 en Ciencias (PISA/OECD, 2007), y en Lectura (PISA/OECD, 2010). Vista esta definición que es muy próxima a la noción de umbral de alfabetización, hipotetizamos que los jóvenes que no han alcanzado el nivel 2 de desempeño, presentarán un nivel de integración al mercado de trabajo pronunciadamente desfavorable frente a los restantes jóvenes. En particular, tendrán en promedio un nivel de salario menor a sus restantes compañeros.

A la inversa, los niveles más altos de desempeño (4, 5 y 6) en la escala representan sociológicamente una protoelite académica y social, en particular en los países que tienen desempeños bajos como es el caso de Uruguay (Boado y Fernández, 2010). Sobre esta base, hipotetizaremos que los jóvenes que calificaron en este, nuestro estrato de muestreo número 1, tendrán un diferencial de ingresos significativamente mayor al resto.

1.5. La función clásica de Mincer

Un área para explorar las potenciales de nuestra hipótesis principal es la determinación del ingreso percibido en el mercado de trabajo por concepto de los distintos empleos habidos. El tema ha sido abordado bajo la perspectiva del capital humano a través del instrumento formal aportado por Mincer (1974): la función de ingresos. Partiendo de las múltiples críticas sociológicas (Boado, 2003) y económicas (Menezes, Carrera-Fernandez, y Dedecca, 2005), así como también de revisiones y reformulaciones (Heckman, Lochner, y Todd, 2006) que ha tenido la función clásica, ensayaremos introducir el nivel de competencias como un término adicional, independiente de la educación formal acreditada por el joven, para someter a prueba la hipótesis de que la competencia informa de una heterogeneidad no captada por las credenciales y que refiere básicamente al uso eficaz del conocimiento para obtener mejores contratos laborales, en este caso, en términos de ingreso.

Esquemáticamente, la función de ingresos, por la que un individuo percibe un ingreso X en un momento t , es producto de su productividad en dicho momento t . Su productividad _{t} es una función dada por su inversión en educación y experiencia laboral en un momento $t-1$. A la inversión en educación y experiencia laboral se la llama capital humano (Becker, 1964). Este Capital Humano es entendido como la aproximación que hace la economía en el análisis de la calidad de las habilidades de un individuo (Mincer, 1989), como una aproximación donde las desigualdades sociales se fundan en la capacidad de un individuo para invertir en años de estudio y experiencia laboral (Boado, 2003). Asumir la completa ausencia de desigualdades no es inherente de la teoría del capital humano, fue inicialmente impuesto para mostrar el efecto de las decisiones individuales (Mincer, 1970).

Esta forma de concebir el capital humano asume que todos los individuos tienen la misma oportunidad de invertir en capital humano, y que el retorno de dicha inversión es igual para todos (Nordin, 2005). Un supuesto adicional es que la habilidad es constante en todos los individuos, y que cada año de escolarización o experiencia laboral acumulada es igualmente productiva para todos. Ergo, las diferencias en los ingresos son producto de la productividad de cada individuo, en términos de cuanto sepa por acumulación, no por acumulación como una función de la habilidad.

Con todos estos supuestos, la estimación de ingresos propuestas se realiza utilizando un modelo de Mincer. El cual es una forma de modelar ingresos comúnmente utilizados en la economía y posee una amplia versatilidad, permitiendo incluir en la función una gran diversidad de variables.

Las variables clásicas y estándar del modelo son: el logaritmo de los ingresos, años de experiencia en el mercado laboral, años de estudio formal acumulados y años de experiencia laboral al cuadrado (para observar la pendiente de ingreso a lo largo de los años de experiencia) (Mincer, 1974). La Ecuación 1 formaliza el planteo:

$$\begin{aligned} \text{[Ecuación 1]} \quad & \text{Log}(\text{ingresos})_i \\ &= \beta_0 + \beta_1 \text{experiencia laboral} \\ &+ \beta_2 \text{experiencia laboral al cuadrado} + \beta_3 \text{experiencia educativa} \\ &+ \varepsilon_i \end{aligned}$$

En el caso de la variable Ingresos, habitualmente se registra como el total de ingresos por hora. A su vez, por la naturaleza de la distribución de los ingresos, con un skewness positivo, se aplica el logaritmo natural, el cual logra que los residuos de la varianza tengan menos heterocedasticidad y la distribución se aproxima más a una distribución normal (Chiswick, 1997).

Los años de estudio formal acumulados, tienen dos maneras de ser expresados. La primera, como una variable continua que da cuenta del total de años de estudio acumulados por cada individuo, lo cual presenta algunos problemas, particularmente de relación no-lineal. La razón, es que la acumulación de años de estudio posee puntos de acreditación donde hay una diferencia significativa entre tener 5 y 6 años acumulados, 11 o 12, y particularmente 15 o 16. La primera distinción identifica aquellos con Primaria finalizada, la segunda aquellos con Educación Media finalizada, y la tercera aquellos con Educación Superior finalizada. De este modo los retornos no son iguales una vez superado cada punto donde se obtiene una acreditación de nivel; ergo, la relación no es lineal (Heckman, Layne-Farrar, y Petra, 1997). Mincer argumenta que esta relación no-lineal se explica por el incremento en la demanda de trabajadores calificados en un modelo de inversión de capital humano como el propuesto por Becker (Becker, 1964); pero que en este modelo se alcanza un equilibrio donde el retorno marginal de escolarización puede ser creciente o decreciente (Mincer, 1997). Una forma alternativa de utilizar la inversión de años de estudio es a través de variables dicotómicas por cada nivel de estudio acreditado (Chiswick, 1997; Lemieux, 2003).

Los años de experiencia laboral, implican el total de años en los que un individuo está inserto en el mercado laboral. Esta especificación en particular no genera mayores problemas en su formulación. Si bien hay quienes sostienen que hay que descontar periodos de inactividad, es muy difícil de realizar con datos cross-section. Incluso con datos panel, a mayor cantidad de experiencia laboral acumulada, los efectos de recordación incrementan los problemas de validez del registro; adicionalmente el peso marginal de cada periodo desempleado decrece al acumular experiencia laboral (Lemieux, 2003).

Por último, en relación a la experiencia laboral al cuadrado, en su formulación original, ya estaba presente la idea de que los ingresos crecen como una función de la edad. Previo a la formulación de su modelo, Mincer había puntualizado que la relación edad/ingresos era más pronunciada en los trabajadores más educados, que en los menos educados (Mincer, 1958); es decir los ingresos crecen como una función de la edad, pero la pendiente de aquellos más educados a lo largo de su vida, es más pronunciada que la pendiente para aquellos menos educados. Contrario a lo anterior, Mincer observó que los perfiles de experiencia/ingreso eran paralelos para grupos con diferente acumulación en educación (Mincer, 1974); es decir, la pendiente de ingresos es más pronunciada para aquellos más educados, pero a lo largo del tiempo las pendientes para los distintos grupos pierde pronunciación y son paralelas. Es decir, la función alcanza un punto donde su crecimiento es marginal, de este modo, la introducción de años de experiencia al cuadrado captura la pendiente inicial educación/ingreso, y la posterior relación de crecimiento marginal edad/ingresos (Lemieux, 2003).

1.6. Modificaciones ad hoc de la función de ingresos clásica de Mincer

El modelo original asume que las desigualdades por fuera de la inversión en años de estudio y experiencia laboral se distribuyen aleatoriamente en el término de error. Pero este supuesto ha sido testeado largamente en sus bases teóricas y empíricas,

demostrando que existen fuentes de desigualdad social observables, omitirlas sería asumir que el término de error no se distribuye aleatoriamente.

Tabla 3. Operacionalización de variables de control utilizadas en modificación de la función de ingreso clásica de Mincer

CONCEPTO	DESCRIPCIÓN	CODIFICACIÓN	FUENTE
Sexo	Identifica el sexo de cada integrante de la muestra	Set de variables dummies que toman valor 1 para: - Varón - Mujer	(Polachek, 2007)
Raza	Identifica la raza de cada integrante de la muestra	Set de variables dummies que toman valor 1 para: - Blanco no hispano - Afro-americano	
Hogar de origen	Estatus socioeconómico	Índice en forma de variable continua (distribución no especificada)	(Raut y Heckman, 2005)
Condición migratoria	Condición de migración en la ciudad donde esta empleado	Variable dicotómica toma valor 1 para los migrados y 0 para los no migrados	(Xiaobo y Park, 2012)
Precariedad del empleo	Define a los trabajadores como formales o informales. La definición se basa en si el trabajador posee seguro social	Variable dicotómica toma valor 1 para aquellos trabajado formales (con seguro social) y 0 para los informales (sin seguro social)	
Trabajo part-time	Identifica aquellos que acumulan menor carga laboral semana	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes trabajan part-time y 0 para los quienes no trabajan part-time	(Mincer, 1975)
Horas extras	Identifica aquellos que acumulan mayor carga laboral semana	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes trabajan horas extras y 0 para los quienes no trabajan horas extras	
Multiempleo	Identifica aquellos que acumulan sueldo por más de un sueldo mensualmente	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes tienen multiempleo y 0 para quienes no tienen multiempleo	
Tipo de empleo	Utiliza el esquema de clases sociales de EGP (Erikson, Goldthorpe, y Portocarero, 1979). Para esto codifica los empleos a 4 dígitos en base a la International Standard Classification of Occupations (ISCO 1988) de la OIT	Set de variables dummies que toman valor 1 para: - Clase de servicio - Rutinarios no-manuales - Manuales calificados - Trabajadores no calificados	(Tählin, 2006)
Test de competencias estandarizado	Swedish Enlistment Battery Test, es un test que mide habilidades cognitivas. Es realizado por todos los hombres, ciudadanos suecos a los 18 años	Índice en forma de variable continua (distribución no especificada)	(Nordin, 2005)

Fuente: Elaboración propia en base a múltiple revisión de antecedentes.

Algunas de las fuentes de desigualdad identificadas son aquellas asociadas con el sexo, la raza, el hogar de origen, la condición migratoria. Otro tipo de variables que pueden influir en la estimación, son aquellas asociadas a la modalidad del empleo, la precariedad del empleo, y el tipo de empleo. Adicionalmente se ha realizado un tratamiento que objeta la noción clásica de que la habilidad de los individuos es constante; al respecto se

han utilizado resultados de pruebas estandarizadas como variable de control. La tabla 3 informa de las variables que se han utilizado en ampliaciones de los modelos clásicos.

Finalmente, cuando los ingresos no son preguntados en forma de ingresos por hora, se debe controlar las modalidades de empleo donde se acumula más o menos horas de las definidas como moda; estos son los casos de trabajar part-time, y trabajar horas extras. Por otro lado también puede ocurrir la acumulación de sueldos, es el caso del multiempleo.

1.7. Revisiones a la función

Todas estas especificaciones muestran su versatilidad para incluir diversos controles que atienden a muy distintas objeciones (Chiswick, 1997). Sin embargo, subsisten debates relativos a la validez de algunos indicadores, a la especificación de la ecuación cuando no incorpora un término por selección y a la interpretación del coeficiente de escolaridad.

Entre ellos, es de recibo reseñar brevemente el trabajo de Heckman, Lochner y Todd, que a pesar de sus ya diez años de publicado, sigue resultando muy ilustrativo de los problemas econométricos (estadísticos y sustantivos) que conlleva su uso (Heckman, Lochner y Todd, 2006). Entre las objeciones más relevantes hechas por estos autores, destacan cinco problemas. Primero, en los sistemas fiscales que gravan la renta progresivamente, la forma en que se releva el ingreso, tiende a subestimar los coeficientes de escolaridad y experiencia, particularmente en aquellos de mayores ingresos. Segundo es cuestionable modelizar como lineal la escolarización ya que, debido a la existencia de acreditaciones por niveles, no sería lo mismo acumular 11 años sin bachillerato completo que 12 años con bachillerato aprobado. Tercero, el coeficiente del retorno para aquellos que accedieron a Educación Superior, en países donde se cobra matrícula en la Universidad, está afectado por un componente de herencia social, en virtud de que los que logran alcanzar dicho nivel, pertenecen a los quintiles superiores de ingreso. Cuarto, invertir en años de estudio presenta incertidumbre en torno a los costos de continuar estudiando respecto al retorno de esta inversión; de este modo, la decisión de continuar invirtiendo en educación no es constante en virtud de que los costos para determinadas clases sociales son mayores. Finalmente, el modelo clásico se apoyaba en el supuesto restrictivo de que la educación formal y el trabajo eran eventos sucesivos y no simultáneos: la persona primero concluía su formación y luego ingresaba al mercado de trabajo. Es posible también que el cambio de época histórica (o de modelo de desarrollo) haya reducido la capacidad explicativa del modelo. Para los datos entre 1940 hasta 1970, el modelo ajustaba bien pero para los datos más recientes (décadas de 1980 y 1990), el ajuste empeora lo que parecería dar mayor relevancia al examen empírico de los problemas antedichos (Heckman, Lochner, y Todd, 2006).

Entre las principales virtudes marcadas por Heckman, Lochner y Todd (2005), destacan el haber logrado capturar, en una simple ecuación dos conceptos económicos: primero, una función de salarios que da cuenta de cómo el mercado laboral recompensa atributos productivos como educación y experiencia laboral. Segundo, una tasa de retorno de la escolaridad que puede ser indicador del óptimo de inversión en capital humano. En estas condiciones, cuando se asume estacionalidad en la economía, se puede predecir con mucha precisión la tasa de retorno de la inversión en capital humano, de acuerdo a cada nivel educativo, de acuerdo a cada año de experiencia laboral.

2. Metodología

2.1. Método

Registramos el ingreso laboral en pesos corrientes durante el mes anterior a la realización de la encuesta. Conceptualizamos que dicho registro se observa toda vez que la persona ha evaluado que el trabajo extradoméstico productivo por una remuneración monetaria es un resultado positivo, congruente con sus aspiraciones laborales (A), su sexo (S), el contexto regional del mercado laboral (R), sus habilidades disponibles en tanto capital humano (H), el tipo de empleo (E) y la jornada trabajo en horas laborales (J). Esto se puede expresar formalmente como se ve en la Ecuación 2 y Ecuación 3, donde y_i es el ingreso observado en tanto que denominaremos a la variable latente y^* como productividad.

$$[Ecuación 2] \quad y_i \begin{cases} y^* \leftrightarrow z_i > 0 \\ . \leftrightarrow z_i \leq 0 \end{cases}$$

$$[Ecuación 3] \quad y_i^* = f(A_i, S_i, R_i, H_i, E_i, J_i, \varepsilon_{1i})$$

En la formulación anterior, se supone que el ingreso se registra siempre y cuando el joven tenga un ingreso laboral. A la inversa, desconocemos el ingreso para quienes no trabajan en forma remunerada. Esto es, el problema en cuestión supone el entrelazamiento de formalizaciones: la segunda, percibir ingresos, se observa condicionada elegir ingresar al mercado laboral. Tanto para unos como para otros tenemos un registro de la primera decisión, que denominaremos “z” y supondremos que se corresponde también con un balance que ha hecho la persona sobre múltiples aspectos: su sexo (S), exigencias familiares (F), aspiraciones económicas (A), sus habilidades (H), su origen geográfico (G) y el contexto regional (R). El conjunto de estos aspectos los designaremos como U^* , propensión a trabajar en forma remunerada, la cual será de nuevo tratada como una variable latente. Adicionalmente, la decisión “z” ocurrió siempre que la productividad y^* sea mayor a 0. Las Ecuaciones 4, 5, 6 y 7 formalizan estos aspectos:

$$[Ecuación 4] \quad z_i \begin{cases} 1 \leftrightarrow U_i^* > 0 \\ 0 \leftrightarrow U_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$[Ecuación 5] \quad U_i^* = f_2(S_i, F_i, H_i, G_i, R_i, \varepsilon_{2i})$$

$$[Ecuación 6] \quad z_i \begin{cases} 1 \leftrightarrow U_i^* > 0 \\ 0 \leftrightarrow U_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$[Ecuación 7] \quad z_i \neq y_i^*$$

De la combinación de las expresiones anteriores surge la Ecuación 8, donde en primer lugar que:

$$[Ecuación 8] \quad y_i \begin{cases} y_i^* \leftrightarrow U_i^* > 0 \\ . \leftrightarrow U_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Esta modelización teórica resulta acorde con lo desarrollado, relativa a la identificación de los efectos del capital humano sobre el ingreso y añade la discusión sobre selección que ha fundado James Heckman desde fines de los setenta.

2.2. Datos

Basamos nuestros análisis en los datos de la Segunda Encuesta de Seguimiento a los alumnos uruguayos evaluados por PISA en 2003 (PISA-L 2003-2012). Este es un estudio longitudinal que resulta de la transformación de la muestra nacional en un panel al que se aplicaron dos encuestas de seguimiento carácter retrospectivo, la Primera en 2007 cuando la cohorte tenía aproximadamente 19/20 años y la Segunda en 2012 sobre los 24/25. Para este trabajo nos basamos sólo en la Segunda Encuesta cuya ventana de observación cubre un máximo de siete años teóricos de experiencia en la ES, contando que la edad normativa de acceso es a los 18 años. El diseño muestral fue aleatorio, estratificado por estratos según tres grupos de desempeño en Matemática en 2003 y con afijación no proporcional. El tamaño de la muestra en 2012 fue de 2451, y el total no ponderado de casos que tenían un ingreso laboral en 2012 fue de 2021 casos. En todas las estimaciones realizadas se aplican pesos computados sobre la base de los pesos PISA 2003 y que adicionalmente corrigen las diferentes probabilidades de selección y la no repuesta en 2012. Mayores detalles se pueden consultar en el Reporte Técnico de este estudio (Fernández, Alonso, Boado, Cardozo y Menese, 2013).

2.3. Distribución de los datos y precisión de los estimadores

La variable ingresos en la Segunda Encuesta (2012) a jóvenes evaluados por PISA 2003 fue relevada en la forma de intervalos. Existen dos supuestos fundamentales en esta manera de medir los ingresos. Primer supuesto, sobre la fiabilidad del instrumento de medición. Segundo supuesto, sobre la distribución de la variable relevada.

Sobre la fiabilidad del instrumento, parte de la idea que los encuestados son renuentes a contestar directamente el monto de cuánto dinero ganan. Generalmente los encuestados tienden a subestimar/sobrestimar el verdadero monto de ingresos (Duncan y Petersen, 2013). Si todos los encuestados subestimaran/sobrestimaran sus ingresos por igual, o la subestimación/sobrestimación fuera realizada por algunas personas distribuidas aleatoriamente en la muestra, no habría un gran problema de fiabilidad en la medición. Pero regularmente, este es un problema definido en poblaciones bien definidas: aquellos de altos ingresos subestiman sus ingresos; y aquellos de bajos ingresos sobrestiman sus ingresos (Micklewright y Sylke, 2010; Rendtel, 2006). Por este motivo la pregunta que releva ingresos en intervalos tendería a atenuar estos efectos (Duncan y Petersen, 2013).

Asumir una distribución en intervalos como expresión de una variable continua latente se inscribe dentro de la corriente definida como Underlying Variable Approach (UVA) (Jöreskog, 1994; Muthén, 1984), desarrollada fundamentalmente por la Teórica Clásica psicométrica. Esta aproximación tiene un supuesto fundamental: los intervalos se distribuyen de manera continua. El corolario de este supuesto es que la distribución continua, relevada por intervalos, mantienen las propiedades de la distribución continua original. También existen los supuestos de monotonicidad y la independencia de la media (Manski y Tamer, 2002) pero por el momento ninguno de estos supuestos es relevante al objetivo del artículo.

Formalmente, una función “f” es continua en un intervalo cerrado $[a, b]$ si y sólo si, “f” es continua en el intervalo abierto (a, b) , continua por la derecha en a y continua por la izquierda en b. Adicionalmente por la propiedad de Darboux si una función es continua

en el intervalo $[a, b]$ la función alcanza en este intervalo todos los valores comprendidos entre $f(a)$ y $f(b)$ (Athorne y Nimmo, 1991). El método para observar una distribución continua, partiendo desde una variable elaborada a través de intervalos, es extrayendo su marca de clase, como semi-suma de los límites inferior y superior del intervalo (Cortés, Rubalcava y Fernández, 2012). Esto supone un problema, y es que dicha marca de clase son valores promedio que representan a cada intervalo, pero no da cuenta de la varianza a la interna del intervalo, en este sentido la pérdida de información será mayor, entre más amplio sean los límites del intervalo (Cortés, Rubalcava, y Fernández, 2012). La tabla 4 muestra la cantidad de intervalos, la amplitud de intervalos, y los criterios por los cuales se construyeron los intervalos, en la Segunda Encuesta (2012) a los jóvenes evaluados por PISA 2003.

Tabla 4. Intervalos de ingresos y sus criterios de selección en función de la Encuesta Continua de Hogares 2011 y valores de Base de Prestaciones y Contribuciones (BPC) para 2011

No tuve ingresos		
Hasta 2200	1 BPC	
Desde 2201 hasta 4400	2 BPC	Aproximadamente quintil 1 de los ocupados de 24-26 años.
Desde 4401 hasta 6000		Salario mínimo (algo menos de 3 BPC), quintil 2 de los ocupados 24-26 años).
Desde 6001 hasta 7000	3 BPC	Mediana de los ocupados de 24 a 26 años.
Desde 7001 hasta 9300	4 BPC	
Desde 9301 hasta 11500	5 BPC	Aproximadamente quintil 4 de los ocupados 24-26 años.
Desde 11501 hasta 16000	7 BPC	Algo más del valor del decil 9.
Desde 16mil hasta 20mil	9 BPC	
Desde 20mil hasta 30mil	13 BPC	
Desde 30mil hasta 50mil	22 BPC	
Más de 50mil		

Fuente: Recuperado de Bucheli y Menese (2013).

Se observa en el esquema nº4 varias cosas; dos criterios para establecer los intervalos: bases de prestaciones y contribuciones al 2011, y la distribución salarial de los ocupados entre 24 y 26 años según la ECH 2011. Por otro lado también se observa que la distancia entre los intervalos no es la misma de una categoría a otra. Por último, la escala en su conjunto tiene un límite inferior pero no un límite superior. Esta es una situación adicional de pérdida de la información, porque hay que estimar de alguna manera un límite superior (Cortés, Rubalcava y Fernández, 2012).

Una vez extraída la marca de clase de los intervalos resta observar si las propiedades de las distribuciones son similares. Nos interesan dos propiedades en especial; primero la media, como forma de saber si la estimación puntual esta sesgada o representa a los jóvenes de iguales características; segundo la varianza, desde que se utiliza para todas las pruebas de hipótesis. Con respecto a la media, no hay diferencias estadísticamente significativas al comparar la media de la distribución continua y la media de la distribución recodificada por intervalos. La varianza si es diferente, por lo cual se opta por adoptar un criterio conservador, estableciendo diferencias significativas a partir del 95% de nivel de confianza. Los estimadores de la media y varianza para una distribución continua y su recodificación en intervalos fueron sometidos a varias pruebas estadísticas. No se adjuntan las estimaciones, pero están disponibles en caso de solicitarlas a los autores.

2.4. Modelo de Mincer a ajustar

Habiendo observado la formulación base, y sus modificaciones ad hoc; considerando el set de información que provee PISA, y los datos relevados por la Segunda Encuesta (2012) a jóvenes evaluados por PISA 2003, se puede formular una función con múltiples controles. Dichos controles permiten dar cuenta del modelo de inversión base una vez controlado por desigualdades estructurales, desigualdades propias del mercado de empleo, y cuestionando el supuesto de que la habilidad es constante en todos los individuos con el mismo nivel de escolaridad y experiencia laboral.

La primera decisión es en relación a la utilización de la variable dependiente. La variable fue relevada en intervalos, y se extraen las marcas de clase de cada intervalo generando una variable continua. Entonces, cada persona encuestada tiene un valor de ingreso mensual, este valor se divide por las horas trabajadas y se obtiene el ingreso por hora.

La segunda decisión es la de analizar el efecto de la inversión en educación a través de un set de variables dicotómicas que registren cada nivel educativo cursado y aprobado. Esta estrategia supera el problema de la función no-lineal entre años de estudio e ingresos ya discutidos.

La tercera decisión, tomar como casos válidos para generar la estimación aquellos trabajadores, activos, que declaran ingresos distintos de 0. El conjunto de casos, que siendo trabajadores activos no contestaron, serán omitidos en las estimaciones.

Cuarta decisión, considerando el tipo de no respuesta NMAR asociada a las mujeres, con hijos, cónyuges en localidades menores de 5000 habitantes, se incluirá en la estimación una corrección al sesgo de selección por los individuos no incluidos en el mercado de empleo. Todos los modelos fueron ajustados de acuerdo a un modelo de selección del tipo Heckman de dos pasos. No se adjuntan las estimaciones, pero están disponibles en caso de solicitarlas a los autores. La tabla 5 expone la operacionalización final de las variables para el análisis:

A efectos de las demás variable, se propone un análisis en cuatro modelos lineales con correcciones de Heckman (ver Anexo 3) sucesivos, en el cual el primero se ajusta una función clásica de Mincer, en el segundo se introduce un control de las anteriores variables por el efecto marginal del género; el tercero incorporará desigualdades atribuibles al origen social y geográfico además de controlar el ingreso por tipo de la ocupación principal actual declarada codificada según ISCO-88; en tanto que el cuarto modelo incluirá además de las anteriores, el estrato de competencia en PISA 2003. La intención de este modelo es controlar los efectos por una aproximación de la habilidad de los individuos.

Formalmente, la ecuación 9 muestra el modelo final propuesto es:

$$\begin{aligned}
 \text{[Ecuación 9]} \log(\text{ingresos})_i &= \beta_0 + \beta_1 \text{experiencia laboral} \\
 &+ \beta_2 \text{experiencia laboral al cuadrado} + \beta_3 \text{acceso a EMB} \\
 &+ \beta_4 \text{acceso a EMS} + \beta_5 \text{acceso a ES} + \beta_6 \text{sexo} + \beta_7 \text{tipo de empleo} \\
 &+ \beta_8 \text{índice de capital familiar global} \\
 &+ \beta_9 \text{estrato de competencia PISA} + \beta_{10} \text{region 2012} \\
 &+ \beta_{11} \text{Razon inversa de Mills} + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

Tabla 5. Operacionalización de variables de análisis propuestas

CONCEPTO	DESCRIPCIÓN	CODIFICACIÓN
Ingresos	Ingresos mensuales por hora, por concepto de todos los empleos del último mes, luego de los descuentos	-
Años de experiencia laboral	Registra el total de años empleado desde su primer empleo, hasta su ultimo empleo	-
Años de experiencia laboral al cuadrado	Es la potencia de los años de experiencia laboral	-
Acceso a Educación Media Básica	Identifica aquellos que accedieron a la Educación Media Básica	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes acreditaron y 0 para quienes no acreditaron
Acceso a Educación Media Superior	Identifica aquellos que accedieron a la Educación Media Superior	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes acreditaron y 0 para quienes no acreditaron
Acceso a Educación Superior	Identifica aquellos que accedieron a la Educación Superior	Variable dicotómica toma valor 1 para quienes acreditaron y 0 para quienes no acreditaron
Sexo	Identifica el sexo de cada integrante de la muestra	Variable dicotómica toma valor 1 mujeres y 0 para los hombres
Tipo de empleo	Codifica los empleos a 4 dígitos en base a Clasificación Nacional Unificada de Ocupaciones 1995 de Uruguay que aplica la pauta ISCO 1988 de la OIT.	Toma valor 1 para las clases de servicio (gruesamente grandes grupos ISCO-88 1 y 2); valor 2 para las clases intermedias (ISCO-88 grupos 3, 4 y 5); valor 3 para la clase trabajadora calificada (ISCO-88 7 y 8); 4 clase trabajadora manual no calificada, trabajadores agrícolas calificados y no calificados (ISCO-88 9 y 6)
Índice de capital familiar global	Identifica el nivel social y cultural del hogar de origen	-
Puntaje obtenido en PISA 2003	Desempeño obtenido por el joven en la prueba PISA 2003	1 para los niveles 6 y 5 y 4 de la prueba, valor 2 para los niveles 2 y 3, y valor 3 para los niveles 0 y 1
Región 2012	Agregación en 7 regiones (Carreño y Cánepa, 2011) según la residencia del entrevistado en 2012	1- Este: Lavalleja, Maldonado y Rocha. 2- MVD+Canelones+SJ: Montevideo, Canelones y San José. 3- Sur-oeste: Colonia, Rio Negro (Fray Bentos) y Soriano. 4- Litoral: Artigas (Bella Unión), Paysandú, Rio Negro (Young y Nuevo Berlín), Salto y Tacuarembó (Tambores). 5- Frontera: Artigas (Artigas, Pintadito y cerro Ejido), Rivera y Tacuarembó (Tacuarembó). 6- Cerro Largo/33: Cerro Largo y Treinta y Tres. 7- Central: Durazno, Flores, Florida y Tacuarembó (Paso de los Toros).
Razón inversa de Mills	Es la corrección que introduce el modelo de selección en el procedimiento Heckman de dos etapas.	-

Fuente: Elaboración propia.

3. Descriptivos sobre el ingreso según variables de análisis

A continuación se presentan una descripción de la distribución promedio de ingresos por hora, de acuerdo a las variables definidas de interés para la estimación de la función de ingresos. En todos los casos el interés es observar de modo exploratorio, las brechas de desigualdad en el salario, por las variables definidas como independientes, sin aplicar controles. Se pueden consultar los anexos por los cuadros específicos.

La tabla 6 informa sobre los ingresos en relación al máximo nivel educativo alcanzado. Se observan dos relaciones; la primera, hay una diferencia de casi \$200 entre aquellos que alcanzaron Educación Superior en relación a los que alcanzaron otro nivel educativo. Lo segundo, es que no hay diferencias significativas entre los ingresos que los que alcanzaron hasta Educación Media Básica, en relación a los que alcanzaron Educación Media Superior. La hipótesis al respecto es que el mercado laboral no reconoce ni la acreditación del Ciclo Básico, ni el ingreso a la Educación Media Superior, como credenciales que reporten ingresos diferentes.

Tabla 6. Promedio de ingreso por máximo nivel educativo cursado

MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO CURSADO	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
Educación Media Básica (categoría de referencia)	301.11		4596
Educación Media Superior	298.77		11244
Educación Superior	495.22	***	10957

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

La distribución del ingreso de acuerdo a la experiencia laboral de los jóvenes muestra que cuanto más tarde se ingresa al mercado laboral, mayor es el salario por hora percibido. A los 25 años parece que la acumulación de experiencia laboral no es una inversión que reporte mayores ingresos.

El análisis confirma la diferencia de ingresos entre varones y mujeres: los primeros obtienen casi 40\$ más por hora trabajada. Esto ocurre pese a la diferencia en la selección: a los 25 años el 90% de los varones trabajan mientras el 79% de las mujeres lo hacen. Existen diferencias significativas en el ingreso condicionadas a la posición ocupacional del hogar de origen a los 15 años. Los jóvenes provenientes de hogares No Manuales Calificados, ganan en promedio \$150 más por hora que los jóvenes de hogares Manual No Calificado. El resultado hace conjeturar en una estructura social con escasa movilidad social.

El tipo de ocupación actual del joven no genera diferencias significativas basadas en el orden subyacente de manualidad/intelectualidad de la pauta ISCO, pero sí aparece en el eje de calificación. No hay diferencias en el salario hora de los empleos No Manuales Calificados y los Manuales Calificados. Si hay diferencia significativa entre aquellos Calificados y aquellos No Calificados. El análisis de las diferencias de ingresos por grandes regiones del país en la cual residían los jóvenes al momento de haber sido encuestados muestra diferencias sistemáticas con el Área Metropolitana y el área geográfica adyacente de influencia (departamentos de Montevideo, Canelones y San José). La excepción es la región Litoral sobre el río Uruguay conformada por los departamentos de Paysandú, Salto, parte de Río Negro y parte de Artigas.

Por último, al observar la relación entre ingresos y los estratos de competencia PISA, centro de nuestro análisis, la tabla 7 informa una diferencia significativa desde el estrato 1, 2 y 3. Hay prácticamente \$ 190 de diferencia entre aquellos jóvenes que obtuvieron los más altos puntajes, en relación a aquellos que obtuvieron los más bajos. Las magnitudes son individualmente importantes, similares a las reportadas para la brecha por acreditación comentada al inicio de la sección. La evidencia hace verosímil La hipótesis de que aquello las competencias desarrolladas hasta los 15 años siguen conforman un camino de condiciones y habilitaciones aún 10 años después.

Tabla 7. Promedio de ingreso por estrato de competencia PISA

ESTRATO PISA	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
Estrato 1 (categoría de referencia)	495.33		3202
Estrato 2	428.11	***	11260
Estrato 3	305.05	***	12335

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

4. Estimaciones para las funciones de Mincer con el panel PISA 2003

Durante los capítulos anteriores se describió la distribución de los ingresos, en función de variables relevantes de acuerdo a antecedentes nacionales, regionales e internacionales. Así mismo se describió la función de ingresos de Mincer, como mecanismo para identificar el retorno del capital humano. A continuación se observan y describen los cuatro modelos propuestos en la ecuación n°9. Para todos ellos ya se habrá aplicado la corrección por sesgo de selección. Todos los modelos fueron ajustados de acuerdo a un modelo de selección del tipo Heckman de dos pasos (Cameron & Trivedi, 2010). En ningún caso el coeficiente asociado al modelo de selección fue significativo. No se adjuntan las estimaciones, pero están disponibles en caso de solicitarlas a los autores. Adicionalmente en virtud de la diferencia estadísticamente significativa de las varianzas entre una distribución continua y su recodificación en intervalos, se adopta el criterio de considerar como significativos aquellos coeficientes de 95% de nivel de confianza y superior.

4.1. Modelos de estimación de ingresos

La tabla 8 resume los cuatro modelos de estimación de ingresos, con sus respectivos coeficientes y significación. El modelo clásico de Mincer (ecuación 1) sólo muestra como variable significativa el acceso a la Educación Superior. Los tres restantes modelos no modifican este primer resultado, aunque la introducción de sucesivos controles disminuya la magnitud del efecto antedicho.

La desigualdad de género capturada en el modelo 2 se identifica significativa y en el sentido esperado. Los controles sucesivos no modifican este efecto. Las mujeres tienden a tener un ingreso estadísticamente inferior a pesar de que tengan iguales cualificaciones y experiencia laboral que los varones.

El bloque de controles (modelo 3) por desigualdades socioeconómicas, de residencia geográfica y de tipo de ocupación muestra resultados mixtos. La remuneración por trabajo parecería sólo estar asociada con claridad al hogar de origen del entrevistado: mientras mayor sea su nivel socioeconómico, mayor sería su ingreso por hora trabajada.

La residencia en el interior, comparada con el Área Metropolitana ampliada, no muestra desfavorabilidad cuando se trata de la región fronteriza con Brasil ni en el Este; en el litoral del río Uruguay, en el centro del país y en el sur-oeste, los salario-hora son menores. Finalmente, el tipo de ocupación desempeñada, esto es, la tarea y el nivel de las cualificaciones del trabajo realizado, no introducen diferencias salariales.

Finalmente, el modelo 4 testea nuestra variable principal. Tal como se puede observar, comparado con el estrato 1 de alto desempeño, sólo el estrato 3 resulta tener un efecto estadísticamente significativo y negativo sobre el salario hora.

Tabla 8. Resumen de los modelos de estimación de ingresos

VARIABLES	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
Experiencia laboral	0.05	0.04	0.02	0.02
Experiencia laboral al cuadrado	0.00	0.00	0.00	0.00
Nivel educativo				
Acceso EMS	0.04	0.09	0.05	0.02
Acceso ES	0.5 ***	0.56 ***	0.42 ***	0.36 ***
Mujer		-0.25 ***	-0.24 ***	-0.23 ***
Tipo de empleo				
No manual no calificado			-0.07	-0.07
Manual calificado			-0.10	-0.09
Manual no calificado			-0.03	-0.02
Índice de capital familiar global			0.08 ***	0.07 ***
Región				
Sur-oeste			-0.08	-0.09
Litoral			-0.16 **	-0.16 **
Frontera norte			0.03	0.03
Cerro Largo/33			-0.25 **	-0.24 **
Este			-0.01	-0.01
Central			-0.23 **	-0.22 *
Estrato PISA				
Estrato 2				-0.08
Estrato 3				-0.18 **
Constante	5.46 ***	5.50 ***	5.7 ***	5.85 ***
Inverso de la razón de Mills	-0.36	-0.08	-0.00	-0.01

Fuente: Elaboración propia en base PISA-L 03-12. Base ponderada.

Referencia: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.001

5. Discusión

El análisis de regresión ajustado con los controles correspondientes entrega resultados que tanto confirman hallazgos anteriores respecto de la incidencia del capital humano sobre el ingreso, en la línea del *Skill Premium*. Más que una relación lineal del ingreso con los años de escolaridad, aquí hemos mostrado que es el acceso a la Educación Superior proporciona un aumento significativo de los ingresos. El otro elemento del elemento clásico de Mincer, la experiencia laboral, no es significativa en ninguno de los modelos estimados. Esto es, el ingreso laboral de los jóvenes con 25 años no depende de cuán temprano hayan comenzado su vida laboral. Las diferencias típicas por experiencia no se generarían, al menos con nitidez, en esta “temprana” edad (Boado y Fernández, 2010).

En cambio, el género sí parece quedar establecido como un factor de desigualdad. Aún controlando apropiadamente por capital humano y experiencia laboral, las mujeres tienen en promedio un ingreso menor que los varones. La magnitud podría resultar no sustantiva, pero, mostraría elementos del funcionamiento del mercado de trabajo fundado en signos exteriores del demandante de trabajo (Spence, 1973).

La estimación presentada informa que los jóvenes que no alcanzaron el nivel alfabetización matemática (analfabetos) tienen un salario significativamente menor a aquello que si lo alcanzaron. No se hallaron diferencias entre los estratos 2 (alfabetos) y 1 (elite académica). Esto es, aún controlando por niveles educativos formales accedidos, subsiste una diferencia de competencias que se traduce en salarios que separan los analfabetos de la restante población. Lo interesante es que este hallazgo abre muchas interrogantes. Por un lado, no informa pistas sobre cuál podría ser el mecanismo que traduce estas competencias en salarios. Al respecto queda claro que ni el joven ni el empleador conocen los resultados de PISA, por lo que se puede descartar que la fijación de salario se fundamenta en información. Si a eso se le añade de que en la gran mayoría de los empleos no hay pruebas ni evaluaciones, entonces sólo quedaría la hipótesis de que las diferencias en las competencias pudieran traducirse en una miríada de aspectos sutiles, difusos, del tipo de señales: la presentación propia, la elaboración del currículum vitae, el manejo durante la entrevista laboral, la negociación de salarios y aumentos específicamente; es decir, todos aspectos de agencia. Pero por otro lado, el hallazgo abre otra línea de interrogante respecto a los cambios, aprendizajes y “desaprendizajes” que pudieron haber logrado los jóvenes entre los 15 y los 25 años. Si bien podemos descartar por poco razonable la hipótesis de la que la competencia, una vez desarrollada hasta los 15 años, luego se mantiene constante en las personas, resulta elocuente el hallazgo de que el ordenamiento a los 25 años está fuertemente influido por el ordenamiento observado a los 15 años. Esto da pie para una hipótesis audaz y radical, a saber: que el nivel de competencias desarrolladas hasta los 15 años condicionó todo el desarrollo posterior, sin que las experiencias educativas y laborales subsiguientes pudieran introducir modificaciones radicales en los sujetos.

Hasta aquí el ejercicio combina elementos observados con otras fuentes, tales como la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud, con un elemento novedoso que es la competencia evaluada. Este ejercicio, permitió observar una nueva fuente de desigualdad en los ingresos, aquella asociada a los desempeños evaluados por PISA a los 15 años. El efecto observado, permiten inscribir el artículo en la reciente acumulación de evidencia que los estudios PISA longitudinales han aportado, brindando nuevos elementos al debate en torno a las desigualdades educativas, laborales, y ahora de ingresos en las transiciones a la adultez, y posterior. Adicionalmente, se realiza la importancia de estudios PISA longitudinales de esta naturaleza, en virtud de que posibilitan adicionar una variable clásicamente inobservable, que en la acumulación reciente muestra un gran poder predictivo.

Finalmente, esta nueva fuente de desigualdades tiene un arraigo importante con “cuanto, que y como” aprenden los jóvenes dentro de los centros educativos. La mayoría de las políticas educativas actuales, apuntan en torno a la reinclusión en el sistema educativo o al acceso de niveles superiores. Pero lo que hemos observado, es que la inversión en capital humano, como acumulación de años de estudio no es suficiente; que entre aquellos que alcanzan los distintos niveles de acreditación, hay una brecha sistemática de acuerdo a como fueron sus resultados en PISA a sus 15 años. Por tal, parece que nada de lo hecho luego de los 15 años dentro del sistema educativo, logra revertir la tendencia de aquellos que PISA evaluó. En consecuencia: debe haber un mayor énfasis en la reducción de las desigualdades en la brecha de aprendizajes, únicamente de este modo, la acumulación de años de estudio será una inversión homogénea para todos aquellos que alcanzan los distintos niveles educativos.

Referencias

- ANEP (2005). *La cultura matemática en PISA*. Montevideo: Administración Nacional de Educación Pública.
- Athorne, C. y Nimmo, J.J. (1991). Darboux theorems and factorization of second- and third-order ordinary differential operators. *Inverse Problems*, 1, 645-654.
- Batthyány, K. (2009). Cuidado de personas dependientes y género. En R. Aguirre, *Las bases invisibles del bienestar social. El trabajo no remunerado en Uruguay* (pp. 87-121). Montevideo: Doble clic.
- Becker, G. (1964). *Human Capital*. Nueva York: National Bureau of Economic Research.
- Boado, M. (2003). Determinantes del ingreso personal de ocupación principal en Maldonado y Salto en 2000. En E. Mazzei (Ed.), *El Uruguay desde la Sociología. Tomo I*. Montevideo: Departamento de Sociología - UDELAR.
- Boado, M. y Fernández, T. (2010). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes en Uruguay. El panel PISA 2003-2007*. Montevideo: Universidad de la República.
- Bucheli, M. y Menese, P. (2013, abril). Ingresos por trabajos y competencias evaluadas por PISA a los 25 años. Comunicación presentada en las *XII Jornadas de Investigación-Facultad de Ciencias Sociales*. Montevideo.
- Cameron, C.A. y Trivedi, P.K. (2010). *Microeconometrics using Stata. Revised Edition*. College Station, TX: Stata Press .
- Carreño, G. y Cánepa, G. (2011). *Regionalización del Uruguay en clave de Educación Superior*. Montevideo: Universidad de la República.
- Cortés, F., Rubalcava, R.M. y Fernández, T. (2012). *Estadística social básica*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Chiswick, B.R. (1997). *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*. Londres: Education Group, Human Development Department, World Bank.
- Duncan, G. y Petersen, E. (2013). *The Long and Short of Asking Questions About Income, Wealth and Labor Supply*. Recuperado de http://www.gse.uci.edu/person/duncan_g/
- Elder, G.H., Kirkpatrick, M. y Crosnoe, R. (2004). The Emergence and Development of Life Course Theory. En J. Mortimore y M. Shanahan, *Handbook of the Life Course* (pp. 3-22). Nueva York: Springer.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. y Portocarero, L. (1979). Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden. *British Journal of Sociology*, 5, 415-441.
- Fernández, T. y Sánchez, M.H. (2007). *La evaluación de las competencias en PISA*. Montevideo: ANEP-Programa Nacional PISA.
- Fernández, T., Alonso, C., Boado, M., Cardozo, S. y Menese, P. (2013). *Reporte Técnico PISA-L (2003-2012). Metodología de la Segunda Encuesta de seguimiento a los jóvenes evaluados por PISA en 2003*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Guo, S. y Fraser, M.W. (2010). *Propensity Score Analysis*. Londres: Sage Publications.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as an specification error. *Econometrica*, 12, 153-161.
- Heckman, J., Layne-Farrar, A. y Petra, T. (1997). Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. *Review of economics and statistics*, 32, 562-610.

- Heckman, J., Lochner, L. y Todd, P. (2006). Fifty years of Mincer earnings regressions. En E. Hanusheck y F. Welch (Eds.), *Handbook of Economics of Education* (pp. 45-76). Amsterdam: Elsevier.
- Jöreskog, K.G. (1994). On the estimation of polychoric correlations and their asymptotic. *Psychometrika*, 24, 381-389.
- Kreiner, S. (2011). *Is the foundation under PISA solid? A critical look at the scaling model underlying international comparisons of student attainment*. Copenague: University of Copenhagen.
- Lemieux, T. (2003). *The "Mincer Equation" Thirty years after Schooling, Experience, and Earnings*. Berkeley: University of British Columbian y UC Berkeley.
- Manski, C. y Tamer, E. (2002). Inference on regressions with interval data on a regressor or outcome. *Econometrica*, 7, 519-546.
- Mendez, N. y Zerpa, M. (2011). Desigualdad en las capacidades educativas. Los casos de Uruguay y Chile. *Revista de Economía*, 22, 23-45.
- Menezes, W., Carrera-Fernandez, J. y Dedecca, C. (2005). Diferenciações Regionais de Rendimentos do Trabalho: Uma Análise das Regiões Metropolitanas de São Paulo e de Salvador. *Estudos Econômicos*, 32, 271-296.
- Meyer, H. y Benavot, A. (2013). *PISA, power and policy: the appear of global governance of education*. Oxford: Symposium Books.
- Micklewright, J. y Sylke, S. (2010). *How Reliable are Income Data Collected with a Single Question?* Londres: Institute of Education, University of London.
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 34, 281-302.
- Mincer, J. (1970). The distribution of labour incomes: A survey. *Journal of Economic Literature*, 5, 1-26.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. (1975). Education, Experience, and the Distribution of Earnings and Employment: An Overview. En F.T. Juster (Ed.), *Education, Income, and Human Behavior* (pp. 71-94). Nueva York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. (1989). Human Capital and the Labor Market: A Review of Current Research. *Educational Researcher*, 14, 27-34.
- Mincer, J. (1997). Changes in wage inequality, 1970-1990. *Research in Labor Economics*, 31, 1-18.
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 23, 115-132.
- Nordin, M. (2005). Ability and Rates of Return to Schooling-making use of the Swedish Enlistment Battery Test. *Journal of Population Economics*, 23, 703-717.
- PISA/OECD. (2004). *Learning for tomorrow's world. First results from PISA 2003*. París: OECD.
- PISA/OECD. (2007). *PISA 2006 Science competencies for tomorrow's world. Volume 1: analysis*. París: OECD.
- PISA/OECD. (2010). *PISA 2009. What Students Know and What Can Do. Student performance in Mathematics, Reading and Science. Volume 1*. París: OECD.
- PISA/OECD. (2013). *PISA 2012 Results: What Students Know and What Can Do. Student performance in Mathematics, REading and Science. Volume I*. París: OECD.

- Polachek, S.W. (2007). *Earnings Over the Lifecycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications*. IZA Discussion Papers.
- Rendtel, U. (2006). Missing Data and Measurement Error. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 11, 493-499.
- Sartori, A. (2006). An Estimator for Some Binary-Outcome Selection Models Without Exclusion Restrictions. *Political Analysis*, 15, 111-138.
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.
- Tåhlin, M. (2006). Skills and Wages in European Labour Markets: Structure and Change. *Employment Systems and the Quality of Working Life*.
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 24-36.
- Xiaobo, Q. y Park, A. (2012). *Returns to Education and Informal Labour Markets in Urban China: Evidence from CULS3*. Beijing: Institute of Population and Labor Economics.

Anexo 1. Condición de actividad y distribución de los ingresos

Al preguntar por ingresos percibidos como concepto de estar trabajando, se generó una serie de situaciones por las cuales la declaración de ingresos, con la de condición de actividad no se corresponde. Este tipo de situaciones expuestas en la table 9, son regulares a la hora de relevar ingresos (Duncan y Petersen, 2013; Micklewright y Sylke, 2010); se puede realizar tratamiento a las mismas, cada una presenta una serie de supuestos detrás para su tratamiento y posterior inclusión (o no) en la estimación de ingresos.

Tabla 9. Distribución de ingresos por categoría ocupacional

	CATEGORÍAS	N	%
1	Están inactivos, no declaran ingresos	237	9.68
2	Buscan trabajo por primera vez (BTPPV), no declaran ingresos	38	1.55
3	Están desocupados y declaran ingresos 0	100	4.08
4	Están desocupados y declaran ingresos distintos de cero	81	3.31
5	Están ocupados y declaran ingresos cero	49	2.00
6	Están ocupados, no son trabajadores familiares no-remunerados, y no declaran ingresos	45	1.84
7	Están ocupados y declaran ingresos distintos de cero	1899	77.54
	Total	2449	100

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03'-07'-12'.

Las categorías 1 y 7 no ofrecen problemas conceptuales: mientras que la primera conforma todos los inactivos, la segunda son aquellos activos, ocupados y con ingresos. Las categorías 2 y 3 responden a personas que están en el mercado de trabajo pero no están ocupadas en el momento de la encuesta; de aquí que su ingreso es igual a cero. La categoría 4 no ofrecería problemas, ya que se trata de trabajadores desocupados que están percibiendo un ingreso, probablemente seguro de desempleo. La categoría 5 sería grabable como personas activas y ocupadas con ingresos iguales a cero; se trata por lo general, de trabajadores familiares no remunerados. La categoría 6 es susceptible de una estimación de cuál sería su ingreso.

Anexo 2. Mercado de empleo, ingresos, inactivos y desempleados

Observando específicamente la categoría 1, 2 y 3 del cuadro n°1 del Anexo 1, establecemos un grupo de jóvenes inactivos y desempleados, de los cuales no se tiene ningún registro de ingresos, por ningún tipo de concepto. En virtud de esto, un procedimiento podría ser el de estimar la función de ingresos para todos aquellos jóvenes que se tiene un registro válido de ingresos por concepto de trabajo. Esta decisión asume que los inactivos/desempleados representan una pérdida de información aleatoria en el total de la muestra, por lo cual no sesga los coeficientes de la función de ingresos.

Asumir que inactivos/desempleados representan una pérdida de información aleatoria, implica que al menos hombres y mujeres están en la situación de inactivos/desempleados por igual. Esta implicancia no es empíricamente sostenible, desde que la división social del trabajo lleva mayoritariamente a las mujeres, a dedicarse full-time a tareas domésticas no remuneradas en el hogar, y a una mayor carga en el sistema de cuidados

(Batthyány, 2009). En consecuencia, estimar la función de ingresos únicamente con aquellos jóvenes que declaran ingreso por concepto de trabajo, en especial las mujeres, sesgaría el impacto de los coeficientes de las variables explicativas, y por tanto, proporciona una estimación que tiene reducida validez interna.

Será necesario incorporar los siete conjuntos de respuestas, colapsando las categorías informadas en la tabla 9 en dos grandes grupos: los ocupados (categorías 5 y 7) y aquellos que no estaban ocupados en el momento de la encuesta (categorías 1 a 4). En relación a los casos codificados en la categoría 6, aquellos 45 casos que están ocupados, no son trabajadores familiares no remunerados, y declaran ingreso 0, se optó por trabajarlos como perdidos. Se realizó un exhaustivo análisis del tipo de missing que estos casos representaban. No se adjuntan las estimaciones, pero están disponibles en caso de solicitarlas a los autores.

Anexo 3. Truncamiento y censura en el análisis

La falta de información, puede producirse o bien como no respuesta, la cual se relacionada con dos mecanismos MAR (missing at random) o MCAR (missing completely at random). Otro tipo de dato “perdido”, en la estimación de ingresos, es el de inactivos/desempleados. En este tipo de observaciones, se configura un caso de NMAR (not missing at random), donde la no-respuesta está asociada a variables no observadas. Lo primero es observar la distribución de variables relevantes de acuerdo a los antecedentes en patrones de no respuesta en ingresos (Micklewright y Sylke, 2010), aquellas asociadas al NMAR en ingresos (Sartori, 2006) (Guo y Fraser, 2010), y a la división sexual del trabajo (Batthyány, 2009). La tabla 10 da cuenta del total de las variables seleccionadas.

Tabla 10. Operacionalización de las variables de análisis para pruebas NMAR

CONCEPTO	DESCRIPCIÓN	VALORES
Condición de no declarar ingresos	Identifica aquellos casos no ocupados que no declaran ingresos	0 para quienes tienen ingresos, y 1 para los no ocupados sin ingresos
Mujer	Sexo	0 para varón, y 1 para mujer
Conyugalidad	Estar actualmente en una unión conyugal.	1 para aquellos que actualmente están en situación de conyugalidad, 0 para aquellos que no
Hijos	Haber tenido hijos.	1 para aquellos que tuvieron hijos, 0 para aquellos que no
Tamaño de localidad	Identifica localidades menores de 5000 habitantes, y mayores a 5000 habitantes.	1 para aquellas localidades menores de 5000 habitantes, 0 para aquellas localidades mayores de 5000 habitantes.

Fuente: Elaboración propia.

El supuesto detrás de estas variables es que aquellas personas que no están incluidas en el mercado de empleo, son mayoritariamente mujeres en relaciones de dependencia con su conyuge. Adicionalmente, que esta situación se concentra particularmente en localidades menores de 5000 habitantes, con arreglos familiares más tradicionales.

Para observar la significación de estas variables sobre la condición de no actividad se estima un modelo logístico. Formalmente las Ecuaciones 1 y 2:

$$[Ecuación 1] P_{(y=1)} = \frac{e^{g(x)}}{1 + e^{g(x)}}$$

$$[Ecuación 2] g(x) = \beta_0 + \beta_1 \text{género} + \beta_2 \text{conyugalidad} + \beta_3 \text{género} * \text{conyugalidad} + \beta_4 \text{hijos} + \beta_5 \text{género} * \text{hijos} + \beta_6 \text{tamaño de localidad} + \varepsilon$$

la tabla 11 muestra la significación de las variables propuestas. Como se observa, el ser mujer, en situación de conyugalidad, con hijos y en localidades menores a 5000 habitantes, reduce la probabilidad de estar empleado.

Tabla 11. Modelo logístico binario que estima el efecto sobre la inactividad de variables de las variables género, conyugalidad y maternidad controlando por tamaño de localidad

	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	T	P> T	SIG.
Mujer	-0.29	0.17	-1.70	0.090	*
Conyugalidad	1.13	0.25	4.61	0.000	***
Mujer y conyugalidad	-1.19	0.31	-3.87	0.000	***
Hijos	-0.17	0.30	-0.59	0.556	
Mujer con hijos	-0.82	0.34	-2.39	0.017	**
Tamaño de la localidad	-0.56	0.24	-2.28	0.023	**
Constante	1.88	0.13	14.70	0.000	***

Referencia: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.001

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Por lo tanto, el perfil de los inactivos/desocupados no es aleatorio, y está definido principalmente por mujeres, en situación de conyugalidad, con hijos y que viven en localidades menores de 5000 habitantes. De este modo son dos las variables censuradas, en donde una está fuertemente asociada con la otra.

Este problema, conocido como Tobit tipo 2 (Tobin, 1958), es particularmente recurrente al estimar la función de ingreso (Heckman, Lochner, y Todd, 2006), no hacer caso implica sesgar los coeficientes de las estimaciones sistemáticamente para un tipo de población. Existen diversos tratamientos, en particular hemos escogido tratarlo utilizando el método Heckman de dos etapas (Heckman, 1979).

El primer paso consiste estimar la función de selección, para esto se estima un modelo probabilístico que dé cuenta del perfil de los no insertos en el mercado de empleo. El segundo paso es incluir este tipo de corrección en la función de estimación. El estimador que se calcula en la ecuación de selección y corrige el modelo en función de aquellas variables no observadas, se introduce a través del Inverso del Ratio de Mills (Mendez y Zerpa, 2011). Es decir, la proporción de probabilidad de la función de la densidad sobre la distribución de la función de la distribución acumulada, la Ecuación 3 formaliza el concepto:

$$[Ecuación 3] \lambda = \frac{\phi}{\Phi}$$

Donde:

λ : es la estimación del sesgo

ϕ : es la función de densidad de la probabilidad

Φ : es la función acumulativa de la distribución

Anexo 4. Análisis bivariado

Tabla 12. Promedio de ingreso según edad de inicio en el mercado laboral

EDAD DE INICIO DE EMPLEO	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
Desde los 18 años (categoría de referencia)	391.19		21918
Desde los 14 años	341.13	***	4063
Antes de los 14 años	265.40	***	806

Referencia: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Tabla 13. Promedio de ingreso por sexo

SEXO	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
Hombre (categoría de referencia)	396.72		13845
Mujer	361.08	***	12952

Referencia: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Tabla 14. Promedio de ingreso por tipo de empleo del hogar de origen

TIPO DE EMPLEO DEL HOGAR DE ORIGEN	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
No manual calificado (categoría de referencia)	455.72		10181
No manual no calificado	366.58	***	6646
Manual calificado	337.37	***	4902
Manual no calificado	285.08	***	4602

Referencia: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Tabla 15. Promedio de ingreso por tipo de empleo en 2012

TIPO DE EMPLEO DEL JOVEN AL 2012	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
No manual calificado (categoría de referencia)	556.14		4180
No manual no calificado	348.83	***	13884
Manual calificado	533.84	.	458
Manual no calificado	336.93	***	7979

Referencia: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.

Tabla 16. Promedio de ingreso por región donde residían en 2012

REGIÓN EN 2012	SALARIO POR HORA	SIG.	OBSERVACIONES
MVD+Canelones+SJ (categoría de referencia)	400.99		18093
Sur-oeste	309.18	***	850
Litoral	372.47	.	1903
Frontera norte (AR/RI/TA)	346.89	**	1143
Cerro Largo/Treinta y Tres	281.23	***	745
Este	329.95	***	2619
Central	327.27	***	1351

Referencia: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia en base a PISA-L 03-12. Base ponderada.