

## **Evolución de la Educación Secundaria en los últimos 50 años. Desafíos para la próxima década**

### **Concurso de jóvenes investigadores: “El informe de la CIDE 50 años después”**

**Pablo Menese Camargo y Ángela Ríos González**

Noviembre 2013

Este trabajo fue realizado en el marco de la convocatoria a jóvenes investigadores realizada por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEEd) con motivo de la celebración del 50º aniversario de la publicación del *Informe sobre el estado de la educación en el Uruguay* de la CIDE. Los datos, el análisis, las conclusiones y las opiniones vertidas en este documento son de responsabilidad exclusiva de sus autores.

## Resumen

Desde comienzos del siglo XX, la Educación Media de nuestro país (de aquí en más EM), ha experimentado una tendencia de crecimiento en materia de oferta y cobertura. Mientras que el primer ciclo se expandía más allá de Montevideo y a las clases medias, el segundo ciclo, administrado desde la Universidad de la República, cumplía una función preparatoria orientada hacia el desarrollo de una profesión liberal.

En 1965 la CIDE realizó un diagnóstico sobre el estado del sistema educativo, donde reportaba continuidad en el aumento en la cobertura de EM, que comienza a incluir sectores populares y mujeres. Este aumento en la cobertura no se vio reflejado en la evolución de indicadores de resultado, que evidenciaban desigualdades vinculadas al origen.

Desde 1965, el informe CIDE no vio traducción en políticas concretas hasta comienzos de los 90, cuando encuentra un correlato en los diagnósticos de la CEPAL sobre la EM Básica y Superior (Rama, 1992 y 1994). Sus conclusiones observan la profundización de las tendencias incipientes del informe CIDE. Desde entonces, se han sucedido importantes reformas en materia curricular y programática como: Ciclo Básico Único (1994), Plan 96 en la EM Superior, creación de Bachilleratos Tecnológicos del CETP (1997), plan 2003 (TEMS) y reformulación 2006 para bachillerato, y Ley de Educación 2008 (Cardozo, 2008). A su vez, a partir de 2005 se comienzan a implementar programas de asistencia focalizada para sectores vulnerables, especialmente enfocados a la acreditación del Ciclo Básico (PIU, PAC y FPB), y más recientemente a los bachilleratos (Compromiso Educativo). Aun así, el inicio de los ciclos PISA pondría nuevamente una alerta, mostrando limitaciones del sistema educativo en revertir tendencias de larga data.

En síntesis, el sistema educativo parece asistir a un proceso de lento deterioro, en el cual las acciones de política implementada no han sido suficientes. Desde este escenario, este informe se propone tres objetivos: a) reconstruir la evolución de las desigualdades e identificar variables relevantes desde 1966 hasta 2011; b) analizar brechas en los aprendizajes y sus factores explicativos a través de los ciclos PISA 2003-2006-2009; c) analizar los efectos de las desigualdades en las trayectorias educativas posteriores utilizando un estudio longitudinal de panel a jóvenes evaluados en 2003 y reencuestados en 2007.

## **Capítulo 1: El estado de la Educación secundaria a partir del diagnóstico de la CIDE**

### **1.1: Coyuntura histórica y contenidos del informe de la CIDE de 1965**

El informe sobre el estado de la educación del Uruguay, que vio la luz por primera vez en el año 1965, forma parte del Plan Nacional de Desarrollo Económico y Social 1965-1974, elaborado por la Comisión de Inversiones y Desarrollo Económico (en adelante CIDE), a solicitud del gobierno nacional de la época. Enmarcado en una coyuntura histórica favorable al direccionamiento del desarrollo a través de la planificación<sup>1</sup>, el plan tuvo como objetivo realizar un diagnóstico de la situación del país en aquellas áreas claves con perspectivas de desarrollo (Garcé, 1999). El plan formulaba un conjunto de propuestas para diferentes áreas de la vida económica/social del país.

El volumen número uno, destinado al diagnóstico y propuesta sobre el sistema educativo, constituye un análisis de su evolución durante la primera mitad del siglo XX, así como una acertada descripción de los resultados, de las capacidades del sistema para adaptarse a cambios introducidos por la evolución histórica y social; y de los déficits a superar. Se trata de un esfuerzo de construcción de conocimiento sustentado empíricamente como insumo para la discusión pública sobre el sistema educativo de magnitudes inéditas hasta entonces. El informe describe la situación de los diferentes niveles del sistema educativo: la educación primaria, la educación secundaria, la educación técnica y la educación superior.

Se destacan distintos aportes del informe CIDE sobre educación secundaria. Desde comienzos del siglo XX se evidencia una continuidad en el aumento en la cobertura en la EM, la cual hacia 1965 alcanza a dos tercios de los jóvenes de catorce años del país (CIDE, 1965). La expansión de la cobertura presenta como un componente importante la incorporación creciente de los sectores populares y mujeres. La contracara de los éxitos del sistema en términos de cobertura comenzaban a evidenciarse en la dimensión de la eficiencia (el aumento en asistencia no se ve reflejado en aumento de egresos). Detrás de los déficits de eficiencia se evidencia el peso de las desigualdades de origen. Por una parte, la inclusión de sectores populares estuvo acompañada de un deterioro en el rendimiento del segundo ciclo, producto de una demanda excesiva en relación a la oferta, en el marco de una estructura demográfica en transición (población joven) que presiona sobre el sistema educativo. En segundo lugar, comienzan a evidenciarse problemas en la retención de estudiantes, asociado a la transición entre ciclos educativos. Por último, el pasaje del segundo ciclo de la EM a la órbita de la ANEP tuvo como consecuencia la autonomización/desconexión total de la enseñanza universitaria (CIDE, 1965).

---

<sup>1</sup> Coyuntura que constituyó la Alianza para el Progreso, iniciativa desarrollada desde la OEA, como estrategia de desarrollo para América Latina. Consistía en financiar procesos de planificación de proyectos orientados al crecimiento y desarrollo, así como el apoyo técnico de los organismos internacionales; particularmente la CEPAL se encontraba detrás de este paradigma de planificación. El contexto de bloques de la Guerra Fría (con la planificación centralizada de la economía como motor de un acelerado crecimiento económico soviético) y la experiencia de la revolución cubana son el marco de este proceso.

Asociado a este diagnóstico, el informe plantea una serie de propuestas orientadas a adaptar la EM a los cambios planteados por la evolución social. Advierte: a) la necesidad de desarrollar una política educacional común; b) la construcción de un sistema educativo que contemple el desarrollo y formación de la personalidad del estudiante; y c) la diversificación curricular.

## **1.2: Panorama de las políticas educativas en el período 1965-2012**

Mientras que los 60 significaron continuidad y profundización de las tendencias favorables hacia la intervención estatal, el proteccionismo y la planificación económica, los inicios de los 70 marcaron un cambio de rumbo, en contexto de crisis económica a nivel mundial;<sup>2</sup> a partir del cual comienzan a generarse argumentos contrarios a la participación estatal en la economía y la planificación como herramienta de crecimiento económico y desarrollo. Estas líneas de pensamiento, cuyo origen no es local, tendrán impacto sobre el giro liberal que asumió la política social en el país desde los 70.

Pueden identificarse tres líneas de argumentación que sustentan teóricamente el movimiento hacia la liberalización. Por un lado, aquellas que señalan que las regulaciones estatales necesarias para la planificación y la redistribución de recursos restringe las libertades de los individuos (Hayek, 1985). Para que estas restricciones a las libertades individuales sean justificables deben restringirse a ámbitos de la acción del Estado que son imprescindibles y donde existe consenso social. Estas se restringen a aquellas que garantizan el funcionamiento del mercado como asignador de recursos y bienestar. Por otro, aquellas que argumentan que como consecuencia de la planificación y la intervención estatal aumenta el poder de la burocracia, lo cual desvía el interés social y produce ineficiencia en la intervención estatal (Niskasen, 1980). Por último, aquellas que señalan que el nivel de demandas de la sociedad sobre el Estado planificador e interventor produce una sobrecarga del sistema político en su conjunto.

La implicancia de estas líneas de argumentación sobre políticas sociales debilitó el modelo *welfare* por el cual el Estado asumía un rol redistributivo y protector sobre sectores sociales vulnerables (Bentancur, 2008). En Uruguay estas tendencias se integraron en un régimen dictatorial, en un proceso de ajuste estructural económico (Garcé, 1999), y tuvieron su expresión en materia educativa en un menor nivel de gasto público en educación, lo cual en contexto de aumento de las cohortes que acceden a la educación secundaria redundó en una disminución del gasto neto por alumno (Carnoy, Martín; Cosse, Gustavo; González, Pablo; Martínez Larrechea, Enrique, 2004) .

En términos de cambios en la política educativa, la década de los 70 se destaca por la aprobación de la Ley de Educación en 1971, que consagra obligatorio el Ciclo Básico de EM. En 1976 se introduce un cambio de diseño curricular con los Planes para Ciclo Básico y Bachillerato Diversificado.

Con el retorno a la democracia en 1985 se inicia un período con un espíritu “restaurador” pos-dictadura, caracterizado por la restitución del orden institucional interrumpido por la dictadura. Este lento proceso tuvo varios elementos, como la reincorporación de docentes y funcionarios destituidos en dictadura, un nuevo diseño curricular a partir del Plan de Estudios del Ciclo Básico en 1986, y sobre la década de

---

<sup>2</sup> Crisis del petróleo 1972.

los 90; la producción de elementos de diagnóstico sobre la situación del sistema educativo en términos de calidad y equidad.<sup>3</sup> Las investigaciones contaron con financiamiento y asesoría de organismos internacionales como el BID y la CEPAL, y permitieron identificar déficits, algunos que pueden rastrearse como tendencia incipiente en el informe de la CIDE. Esta serie de estudios concluían que: a) hay una fuerte inequidad educativa que asocia resultados educativos con origen social; b) la inequidad tiene además una dimensión de desigualdades en la calidad educativa, medida por primera vez en el país a través de pruebas estandarizadas de aprendizaje; c) el sistema educativo presenta dificultades de gestión, a nivel pedagógico y administrativo; y d) se evidencian problemas en el nivel de la formación docente (Grau, Aguerrondo, Llambí, Mancebo, & Torello, 2008).

Los elementos de diagnóstico se plasmaron en objetivos de reforma educativa durante el segundo período de gobierno de Julio María Sanguinetti (1995-2000). La reforma del sistema educativo se convirtió en un eje prioritario tanto del gobierno como del sistema político en su conjunto (en tanto se trazaron acuerdos interpartidarios amplios, que incluyeron al partido de gobierno y a la oposición, incluyendo a los sectores de izquierda) (Lanzaro, 2004 ). Es así que en el año 1996 se introduce el proyecto piloto de reforma popularmente reconocido como “reforma Rama”.

Los componentes principales de la reforma educativa de este período fueron: a) focalización hacia sectores vulnerables en términos de equidad (principalmente mediante la universalización del acceso a educación inicial y EM básica); b) mejora de la calidad educativa; c) reforma curricular de EM pública (junto con extensión horaria y concentración de las actividades de los profesores); d) profesionalización docente, principalmente creando centros regionales de formación docente en el interior del país; e) modernización de la gestión (Grau, Aguerrondo, Llambí, Mancebo, & Torello, 2008) (Bentancur, 2008) y f) fortalecimiento de la oferta en la Educación Técnica, mediante la creación de Bachilleratos Tecnológicos.

Pese al bloqueo en los alcances de la reforma educativa durante la gestión Rama (en particular por la resistencia proveniente de los gremios docentes), la acumulación de los 90 y los primeros años del 2000 permitió establecer consensos en torno a las dificultades del sistema educativo en EM. En este sentido, es posible señalar distintas cuestiones sobre las que trabajar desde una perspectiva política: a) existen factores de desprotección de la política social hacia la población adolescente/joven, que operan sobre los costos directos e indirectos en la decisión de estudiar; b) la normatividad estatal en materia educativa no es igualmente prescriptiva sobre diferentes sectores sociales, esto implica que la obligatoriedad prescripta asume distintos niveles de regulación sobre los individuos, y diferentes niveles de compromisos a nivel familiar y social; c) existen aspectos de integración social, contención y motivación de los estudiantes, que debe operar en la relación del individuo con el centro educativo, que se ha asumido como no problemática (sobre todo en el tránsito entre ciclos), pero que, sin embargo, ha revelado ser un factor de la desafiliación educativa (Fernández, Cardozo, & Boado, 2009).

Algunos de estos tópicos se incluyen en el repertorio de políticas de inclusión educativa que se desarrollan desde 2005 (en una coyuntura de giro político hacia un gobierno de

---

<sup>3</sup> Por más detalles ver (Lanzaro, 2004 )

izquierda). Dicho repertorio se orienta a fortalecer la inclusión al sistema educativo de sectores con riesgo de desvinculación educativa; así como la revinculación de jóvenes que han interrumpido su trayectoria educativa en la escolarización obligatoria. El énfasis ha estado en el Ciclo Básico, aunque han comenzado a ensayarse experiencias en Bachillerato.

Estas políticas presentan la particularidad que, aunque tienen un componente de focalización en la identificación de poblaciones vulnerables y orientación hacia ellas, se integran a un cuerpo de políticas de protección universalista (Fernández & Pereda, 2010). El fortalecimiento de la matriz de protección social desarrollada a partir del Plan de Equidad incluyó entre sus componentes universales: a) reforma tributaria; b) establecimiento del Sistema Nacional Integrado de Salud; c) revisión de políticas de empleo; d) cambios en las políticas de vivienda; e) plan de igualdad de oportunidades y derechos; f) reforma educativa (MEC, 2012). En este marco de reforma de la matriz universal de protección, el conjunto de políticas de inclusión educativa desarrolladas por los diferentes subsistemas de la EM se definen de contingencia, cuyo objetivo es realizar intervenciones de impacto sobre poblaciones vulnerables, que por esta condición exigen resultados en el corto plazo (ANEP-CES, 2008).

## **Capítulo 2: Propuesta y metodología**

El presente informe describe y analiza la evolución de las desigualdades educativas para las cohortes escolarizadas en EM en el período 1966-2011. A tales efectos: a) se describe la evolución de indicadores de acceso y resultados en EM para las cohortes escolarizadas en el período 1966-2011; b) se describen las características sociodemográficas de la población escolarizada en EM para cada cohorte y se identifica su evolución a lo largo del período; c) se analizan aquellos factores que inciden sobre los aprendizajes para los jóvenes evaluados por los ciclos PISA 2003/2006-2009, así como la forma en que estos factores impactan sobre las trayectorias educativas posteriores.

El diseño de la investigación es descriptivo; pretende estudiar el fenómeno sobre subconjuntos de población con atributos diferenciales y dar cuenta de la distribución, frecuencia e intensidades con la cual aquel se presenta. Asimismo, se propone establecer vínculos causales por medio de los cuales los atributos de cada población permitan explicar las desigualdades educativas. El diseño elegido es longitudinal, en dos modalidades: cohorte y panel, cada una de ellas orientadas a dar respuesta a los diferentes objetivos planteados.

### **2.1: Primera etapa de análisis y fuentes**

#### **2.1.1: Evolución histórica de indicadores educativos**

Un primer objetivo es el análisis de la evolución de indicadores de stock educativo a lo largo de los últimos 50 años, utilizando como punto de partida el año 1965, momento del diagnóstico de la CIDE. Para ello se propone un análisis longitudinal de cohorte que pretende describir y comparar las experiencias de escolarización para diferentes generaciones a lo largo del tiempo, situándolas en el contexto histórico en que ocurrieron. El procedimiento metodológico fue la construcción de falsas cohortes, cuyo punto de partida es la Encuesta Continua de Hogares para el año 2012.

Se seleccionaron tres indicadores educativos de interés que son analizados en su evolución histórica: oferta, acceso y acreditación; cuya evolución se analiza en clave estructural a partir de tres variables: territorio, cohorte y género.<sup>4</sup>

#### **2.1.2: Oferta**

En el caso de la oferta se reconstruyó la serie 1911-2008 en función de dos fuentes secundarias diferentes, disponibles para los sectores público y privado. En el caso de los centros públicos se recurrió a información sobre año de creación de los liceos, recogida por Benjamín Nahum en “La historia de Educación Secundaria 1935-2008” (Nahum, 2008). A partir del año de creación de los centros se elaboró una base de datos de oferta por año y por región (véase apartado sobre territorio), en virtud de la cual se estableció la oferta quinquenal para cada región geográfica. De manera similar en el caso de los centros privados se recurrió al listado de los liceos habilitados, publicado por el Ministerio de Educación y Cultura y el Consejo de Educación Secundaria, y se utilizó

---

<sup>4</sup> Por más información sobre la construcción de los indicadores remítase al Anexo 1.

como indicador el año de habilitación<sup>5</sup> La oferta pública y privada para cada quinquenio se fusionó para la construcción de un indicador resumen que da cuenta de la oferta total de cada región y quinquenio, la cual se puso en relación con el stock de población en edad normativa del cursado de EM, para establecer por una parte el número de centros que componen la oferta del nivel, y por otra la cobertura de dicha oferta respecto a sus potenciales beneficiarios. En este sentido, el indicador final de oferta es una razón quinquenal de cantidad de centros cada mil jóvenes en edad de iniciar EM, lo cual permitió estandarizar la medida para salvar los problemas de diferencias de población entre regiones.

### **2.1.3: Territorio**

El proyecto presenta como uno de sus ejes centrales las desigualdades educativas originadas por factores territoriales. Esto implica la construcción de los indicadores con un criterio de regionalización.

La regionalización utilizada fue propuesta por Danilo Veiga (Veiga, 2010), quien divide el territorio en 7 regiones en virtud de un análisis de *cluster* de departamentos agrupados según indicadores de modernización. Las dimensiones de identificación de regiones son: a) diversificación socioeconómica, b) inmigración, c) educación, d) agro exportación y e) variación del empleo industrial (Veiga, 2010). En función del análisis factorial de estas dimensiones, divide el país en las regiones de i) Montevideo, ii) Canelones, iii) Maldonado, iv) Colonia, v) Litoral, vi) Nor-este, y vii) Centro-este.<sup>6</sup> Las ventajas de esta regionalización son: la sistematicidad con que la misma ha sido testeada empíricamente desde los años 70, que permite dar cuenta de procesos históricos que han afectado a las diferentes regiones y los cambios que han introducido sobre ellas (en tanto el agrupamiento de departamentos en regiones ha ido mutando producto de procesos de apogeo y crisis locales, así como de condiciones nacionales e internacionales con impacto a nivel regional). Por otra parte, la regionalización de Veiga es aplicable al análisis en virtud del tipo de datos empleados para el análisis (en particular la Encuesta Continua de Hogares de 2012), cuyo nivel de desagregación es a nivel departamental y no de localidades.

Por último, Veiga propone varios agrupamientos a lo largo de su producción; hemos optado por la versión del 2010 en virtud del diseño retrospectivo de este trabajo. Nuestros datos base son de 2012, por lo cual utilizaremos la versión más próxima a nuestros datos, de lo contrario tendríamos un problema de caracterización histórica, de relacionamiento entre el devenir histórico y el territorio.

### **2.1.4: Cohortes**

La propuesta de cohortes obedece a una estrategia retrospectiva, mediante la construcción de 8 falsas cohortes. La última de estas, escolarizada en primer año de EM entre 2001 y 2006, debió excluirse del análisis por la discontinuidad introducida en

---

<sup>5</sup> Una primera alternativa para construir la serie 1990-2012 fueron los Anuarios Estadísticos del MEC, la cual se descartó porque se detectaron inconsistencias en los datos de oferta de un año a otro. Véase Anexo 1.

<sup>6</sup> La región Litoral está compuesta por Durazno, Paysandú, Río Negro, Salto y Soriano. La región Nor-este se compone por Artigas, Tacuarembó, Cerro Largo y Rivera. La región Centroeste está compuesta por Florida, Flores, Lavalleja, San José, Treinta y Tres y Rocha.



las series de tiempo (véase 2.1.5)<sup>7</sup>. La base para la construcción es la Encuesta Continua de Hogares del año 2012 y la identificación de cohortes se realiza agrupando la población según edades normativas de cursado de la EM. En la tabla 2.1 se presenta la distribución de la población de la Encuesta Continua 2012 en las cohortes de edades propuestas.

Cohorte	Año de nacimiento (inferior)	Año de nacimiento (superior)	1er año EM (inferior)	1er año EM (superior)
1	1953	1958	1965	1970
2	1959	1964	1971	1976
3	1965	1970	1977	1982
4	1971	1976	1983	1988
5	1977	1982	1989	1994
6	1983	1988	1995	2000
7	1989	1994	2001	2006

Fuente: elaboración propia.

El empleo de datos retrospectivos implica generar mecanismos de ajuste para combatir los problemas de mortandad de las cohortes, que introducen sesgos sobre las estimaciones. El mecanismo de ajuste seleccionado para corregir el número de personas en cada cohorte en edad de cursar EM fue considerar un factor de ajuste similar al utilizado para la corrección de la no respuesta en los estudios panel (Fernandez, Boado, Cardozo, Bucheli, & Menese, 2013).<sup>8</sup>

### 2.1.5: Acceso y acreditación

Como se mencionó, la evolución de los indicadores educativos se realizó en clave de cohorte, región y género. Además de la oferta, se analizan las tendencias históricas del acceso a EM y su acreditación.

Pese a las correcciones mencionadas en el apartado anterior, estos dos indicadores presentan algunas limitaciones. Por una parte, mientras la cohorte más antigua ha tenido 50 años para acreditar la EM, la más joven aún la está cursando. Por otro lado, hipotetizamos que quienes han migrado o fallecido tienen un perfil definido, lo cual sesga sistemáticamente las estimaciones sobre educación. No obstante, no se conoce el sentido del sesgo.

Respecto al primer problema, hemos descartado la corrección de otorgar más tiempo para acreditar a una cohorte en virtud de los datos que disponemos. De contar con series regulares de tiempo podríamos estimar la acreditación para cada cohorte suponiendo un período fijo de años, sin embargo, los datos válidos para toda la población (censales) han sido recogidos en intervalos irregulares. Esto deriva en que

<sup>7</sup> Esta cohorte no está exenta de ser analizada debido a que es la cohorte evaluada por los ciclos PISA 2006 y 2009.

<sup>8</sup> Véase Anexo 1.

ajustar por otras fuentes no brinda a cada cohorte un tiempo uniforme para la acreditación, introduciendo problemas sistemáticos.

## **2.2: Factores asociados a los aprendizajes**

### **2.2.1: Segunda etapa de análisis y fuentes de información**

Una segunda etapa del análisis implica un cambio de foco en lo que refiere a indicadores sobre stocks educativos para centrarse en un análisis en torno a competencias. Mientras que los indicadores de oferta, acceso y acreditación sitúan el análisis de las desigualdades en el nivel de equidad de acceso y resultados (dimensiones clásicas de política educativa), la dimensión de las competencias adquiridas durante la escolarización introduce el concepto de equidad de oportunidades de aprendizaje (ANEP-PISA, 2010) como un aspecto complementario a la dimensión de los resultados, que permite distinguir entre igualdad del resultado curricular e igualdad en términos de desempeños logrados por los estudiantes. A partir del análisis de las cohortes escolarizadas en la última década y evaluadas por PISA en los años 2003, 2006 y 2009, esta etapa de análisis se propone centrar la mirada sobre las desigualdades en las oportunidades de aprendizaje.

La base empírica para esta etapa de análisis son las muestras de estudiantes evaluados por PISA, del cual Uruguay participó en 2003, 2006, 2009 y 2012. Para esta investigación centraremos la atención en la ventana temporal 2003-2009, pues la información para el año 2012 aún no es de acceso público.<sup>9</sup> Si bien no es objetivo del trabajo profundizar en las características de las tres muestras seleccionadas para Uruguay (lo que se encuentra documentado en los informes nacionales del Programa Nacional PISA de la ANEP), no obstante resulta pertinente detallar algunos elementos comunes a las muestras para los tres ciclos, así como las cifras finales de cada muestra.

El diseño de las muestras participantes de PISA es bietápico y estatificado. En una primera etapa se seleccionan centros a partir de un marco muestral completo de los centros con la población de estudiantes de 15 años. Los centros se clasifican en estratos de muestreo explícito en función de lo cual se elaboran marcos muestrales específicos, a partir de los cuales se extrae una muestra de centros. Una vez seleccionados los centros participantes se sorteán aleatoriamente los jóvenes a los que se aplicó la prueba<sup>10</sup>. En la tabla 2.2 se observan los tamaños de muestra finales de PISA para los ciclos 2003, 2006 y 2009, en números de centros y estudiantes

---

<sup>9</sup> La información nacional de las evaluaciones de los ciclos PISA no puede darse a conocer con anterioridad a la presentación del informe comparativo internacional elaborado por el Programa internacional PISA. En este sentido, aún no se encuentran disponibles para el ciclo 2012 ni la información internacional ni el informe nacional elaborado por la ANEP. Ello implica que tampoco están disponibles al público las bases de datos de la evaluación 2012, como sí lo están para los restantes ciclos.

<sup>10</sup> Por más detalles de las características de la estratificación y el muestreo para los distintos ciclos véase (ANEP-PISA, 2004) (ANEP-PISA, 2007) (ANEP-PISA, 2010).

<b>Tabla 2.2: Tamaño de las muestras nacionales efectivas de centros <sup>11</sup> y estudiantes para los ciclos PISA 2003, 2006 y 2009</b>			
	<b>PISA 2003</b>	<b>PISA 2006</b>	<b>PISA 2009</b>
Cantidad de centros	243	222	232
Cantidad de estudiantes	5835	4839	5957
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos ciclos PISA 2003-2006-2009.			

Para estudiar los factores asociados a las brechas en los aprendizajes se utilizó como procedimiento de análisis un modelo multinivel. Los modelos multinivel o jerárquicos permiten el análisis de datos para los cuales las unidades de análisis se encuentran anidadas en estructuras de nivel superior (por ejemplo, estudiantes que se encuentran anidados en centros educativos). La característica de estas estructuras anidadas consiste en que las unidades de análisis pertenecientes a una misma estructura jerárquica (por ejemplo, una misma escuela) presentan características homogéneas entre sí y diferencias respecto a las unidades externas a la estructura. Estos modelos proponen un análisis que permite reconocer los diferentes niveles en que se agrupan las unidades y vincular las variables de ese nivel con variables presentes en otros niveles (Murillo, 1999).

## **2.3: Desigualdades de las trayectorias educativas a lo largo del curso de vida**

### **2.3.1: Tercera etapa de análisis y fuentes de información**

En una tercera etapa se propone establecer vínculos entre aprendizajes a lo largo del ciclo escolar con trayectorias educativas posteriores, desde una perspectiva diacrónica según la cual los efectos de las desigualdades educativas en un momento del tiempo acarrear consecuencias de largo aliento. Para eso es necesario observar los efectos de la temporalidad, no en términos de cambios asociados al tiempo histórico y social, sino al tiempo del ciclo vital. A tales efectos analizará una cohorte, mediante el estudio del panel de jóvenes evaluado por la prueba PISA en 2003 cuando tenían 15 años y que fueron re-encuestados en 2007. Dicho panel fue desarrollado por el grupo de Transición Educación Trabajo, del Departamento de Sociología de la Universidad de la República, con la coordinación del Dr. Tabaré Fernández<sup>12</sup>.

El diseño de la muestra panel PISA 2003-2007 se encuentra ampliamente presentado en los documentos elaborados por el grupo de Transición Educación Trabajo (véase (Fernandez & Boado, 2010) (Fernández, Boado, & Bonapelch, 2008)), no obstante lo cual se referirán brevemente las características más salientes de la muestra. Dicha muestra tiene un tamaño de 2201 casos, que constituyen una submuestra de la muestra nacional de la prueba PISA en el año 2003 (un total de 5835 estudiantes), y al igual que ésta última, la muestra panel es representativa a nivel nacional. Es una muestra

<sup>11</sup> Los ciclos PISA 2003 y 2006 muestrearon turnos a modo de centros. Para más información remítase al Anexo 3.

<sup>12</sup> Agradecemos públicamente la generosidad del Dr. Tabaré Fernández por permitirnos el uso de la base de datos del panel PISA-L 2003-2007 y deslindamos de él cualquier responsabilidad sobre las afirmaciones realizadas en esta investigación, las cuales son responsabilidad exclusiva de los autores.

estratificada con afijación no proporcional según el nivel de competencia obtenido en la prueba PISA 2003, sobrerrepresentada para el estrato de mayor desempeño en la prueba (estrato I). La muestra efectiva fue de 455 jóvenes del estrato I (76,8% la tasa de respuesta), 603 jóvenes del estrato II (75,4%) y 527 jóvenes del estrato III (66,1%) (Fernandez & Boado, 2010).

La ventaja de una perspectiva longitudinal de panel consiste en la posibilidad de fechar eventos, vincularlos a través de secuencias de eventos ocurridos en diferentes esferas (trabajo, familia) e identificar cursos de vida con mayor propensión a experimentar los eventos de interés.

Como técnica de análisis se utilizó un modelo de regresión logística multinomial, para identificar qué factores son explicativos de las trayectorias educativas seguidas por los jóvenes en una ventana de observación de 5 años desde que fueron evaluados por PISA, identificando tres tipos de trayectorias en EM: acreditación, permanencia con rezago y desafiliación. Los modelos multinomiales se emplean para explicar de manera multivariada los efectos de un conjunto de variables independientes continuas o categóricas sobre una variable dependiente nominal pluricotómica (Hosmer & Lemeshow, 1989). En tal sentido, se construyó el indicador de trayectoria en EM como variable dependiente, la cual se pretendió explicar a partir de un conjunto de variables de nivel estructural (clase social, género y región), organizacional (tipo de centro y entorno sociocultural del centro de EM en 2003), individual (trayectoria educativa a 2003, competencia PISA en matemática) y asociadas a la transición a la adultez (emancipación, conyugalidad, tenencia de hijos e inicio de la trayectoria laboral).

A partir del ajuste de dicho modelo explicativo se siguió una técnica de análisis de construcción de tipologías de individuos con atributos condicionantes de las trayectorias educativas, sobre las cuales se simulaban los potenciales impactos sobre la acreditación de la EM de producirse cambios en 2 dimensiones: a) cambios de política educativa y b) cambios del régimen de transición a la adultez, entendido este como el marco institucional (acceso al mercado de trabajo y acceso al bienestar) en que se sitúan social e históricamente las secuencias de eventos vitales de la transición (Filardo, 2010). La metodología empleada para ello es el cálculo de probabilidades aplicando la función de regresión multinomial obtenida para la explicación de la acreditación y modificando las variables independientes en un sentido teórico de inmutabilidad o cambio debido a la política pública. Es decir, se elaboran casos típicos sobre los cuales se ensayan cambios en aquellas variables dependientes de la política educativa o dependientes de políticas de protección social orientadas al régimen de transición.

## **Capítulo 3: Evolución de los indicadores educativos para el periodo 1965-2011**

En este capítulo se desarrollará una primera aproximación a la evolución histórica de los indicadores educativos en el período comprendido desde el diagnóstico educativo de la CIDE hasta el presente. Se hará foco en tres aspectos: a) la evolución de la oferta educativa de EM, como un componente esencial para la universalización del nivel; b) la evolución del acceso, como un indicador que vincula la oferta de EM con las posibilidades reales de la población en edad de acceder al nivel de hacerlo efectivamente; c) la situación de los logros en la acreditación, lo cual permite poner en relación la dimensión de igualdad en el acceso a educación con la dimensión de igualdad en los resultados.

### **3.1: La evolución de la oferta de EM**

Un primer elemento que resulta de interés a los efectos de describir la evolución del sistema educativo en el nivel de EM desde el diagnóstico educativo de la CIDE hasta la actualidad consiste en la evolución de la oferta educativa como un indicador de la inversión social realizada en proporcionar educación de nivel medio. Dos son los aspectos a considerar: a) la evolución de la oferta en relación a la población potencial beneficiaria de esta y b) la distribución territorial de dicha oferta de EM y su evolución en el período.

A modo de preámbulo resulta pertinente introducir en el análisis histórico de la oferta de EM que esta (en particular la oferta pública) tiene como un componente importante de su evolución los cambios en la normativa respecto a la obligatoriedad de la EM. Como se mencionó en el capítulo 1, al comienzo del período considerado se consagra la obligatoriedad del Ciclo Básico a nivel constitucional (en el año 1966) y a modo de texto legal en el año 1971, mientras que para el caso del segundo ciclo de EM su transformación en objetivo de política se plasma recientemente en la Ley Nacional de educación de 2008.

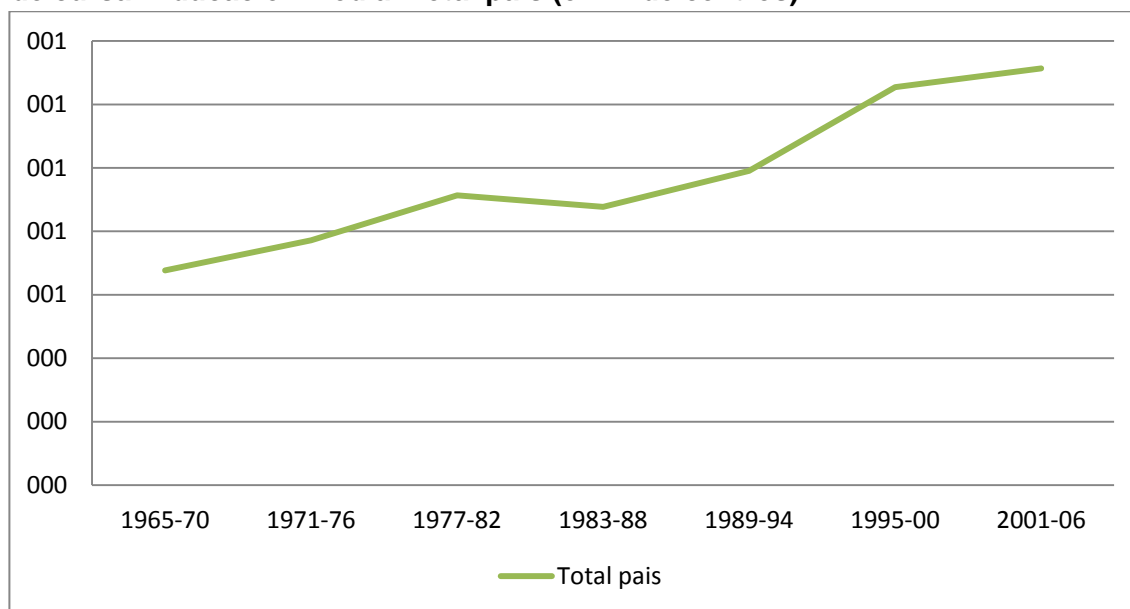
La tendencia histórica es al crecimiento de la oferta educativa (tal como se puede observar en el gráfico 3.1). Un primer momento de crecimiento de la oferta se evidencia entre la cohorte 1965-1970 y la cohorte 1977-1982. Como se mencionó anteriormente, las cohortes escolarizadas en esos años se encontraron con una coyuntura de obligatoriedad de la EM hasta el Ciclo Básico. Si bien en términos analíticos no es posible establecer conclusiones sólidas en torno a la magnitud de este incremento, lo interesante radica en que sólo a partir de la cohorte 1989-1994 se alcanza una oferta de un centro cada 1000 jóvenes en edad de acceder a EM, en una coyuntura de expansión del número de centros educativos que se mantuvo durante buena parte de la década de los 90 (cabe destacar que la expansión de la oferta pública constituye una parte del fenómeno, ya que también fue importante el crecimiento del sector privado, sobre todo en Montevideo, Canelones y Maldonado).

Ahora bien, la relación de un centro cada mil jóvenes en edad de acceder implica presumir, bajo el supuesto que todos estos jóvenes efectivamente accedieran a dicha oferta, centros de tamaño muy grande aun contemplando la desigual densidad de población entre regiones (como se analizará posteriormente). Por supuesto, esta afirmación debe ser matizada en varios sentidos. En primer lugar, atendiendo a que el

análisis aquí propuesto solo refiere a la educación secundaria general, es decir, no está considerando a la oferta de educación técnica, la cual ha ido aumento, sobre todo en el interior del país. En segundo lugar, tampoco está considerando una serie de propuestas de inclusión educativa orientadas al ciclo básico, que por sus componentes no se desarrollan en el espacio tradicional de los liceos de secundaria, sino en espacios de base comunitaria (es el caso del programa Aulas Comunitarias y en menor medida de los CECAP). Un análisis más fino de la oferta total para el nivel medio debería considerar estas propuestas. Aun considerando esta salvedad, si bien para las cohortes posteriores la relación está un poco por encima, la cifra de un centro cada mil jóvenes aún resulta una oferta limitada si se considera, por ejemplo, que la Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia fijó en 400 el número ideal de estudiantes para el caso de los institutos de Ciclo Básico (ENIA, 2010).

Un segundo elemento a considerar respecto al análisis de la oferta educativa consiste en la evolución poblacional de las cohortes en edad de acceder a EM. Mientras que los cambios de la oferta al comienzo del período se dieron en un contexto demográfico en el cual cada cohorte que accedía a la EM era más numerosa que su predecesora, en la actualidad se observa una coyuntura por la cual esta relación comienza a invertirse. Es esperable que en los próximos años las cohortes de jóvenes que ingresen a la EM sean menos numerosas (INE, Instituto Nacional de Estadística, 2005), lo cual se refiere en la literatura como “bono demográfico” (Bloom, Canning, & Sevilla, 2003) (Alba, Banegas, Giorguli, & De Olivera, 2006). Esto implica que las inversiones que se realicen en el aumento del número de centros en un marco de achicamiento de la población beneficiaria redundarán en un mejoramiento neto de la oferta.

**Gráfico 3.1: Evolución del número de centros por cada 1000 jóvenes en edad de cursar Educación Media. Total país (en nº de centros)**



Fuente: elaboración propia en base a ECH 2012, CENSO 1996, CENSO 1995, Censo 2004, Nomenclator Secundaria 2008, lista de liceos habilitados del MEC, Nahum 2008

Un tercer elemento de análisis consiste en la distribución de la oferta educativa en el territorio nacional, en tanto las oportunidades educativas de las diferentes generaciones han estado condicionadas por la oferta disponible en su lugar de origen o, por contrapartida, en la ausencia de esta. En el gráfico 3.2 se puede observar la evolución

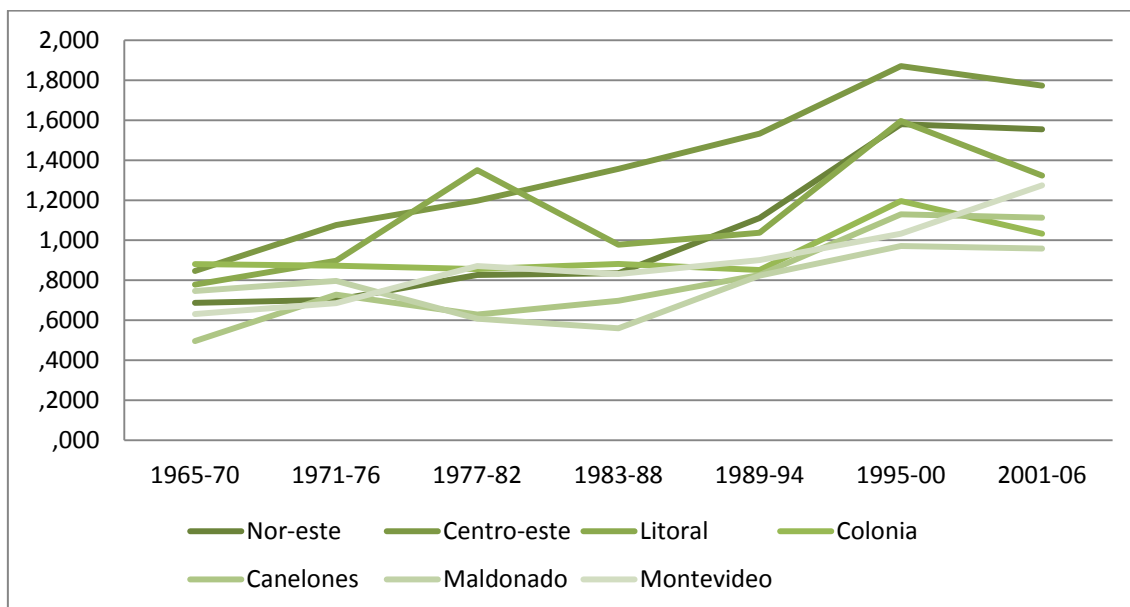
de la relación entre cantidad de centros por cada mil jóvenes en edad de acceder a la EM para cada región del país. Un primer elemento que destaca es que al comienzo del período considerado las diferencias entre las distintas regiones en relación con Montevideo eran menores a las que se observan para las cohortes más recientes, y que dicha relación ha evolucionado más aceleradamente en algunas regiones que en otras, en particular si se compara con Montevideo. Se observa que a lo largo del período la mayor relación entre número de centros y población se encuentra en la región centro-este del país, lo cual es atribuible en mayor medida a los cambios demográficos (a un achicamiento de las cohortes de jóvenes en esos departamentos, que se caracterizan por ser expulsores de población), que a una expansión del número de centros. Algo similar se evidencia para la región litoral y para la región noreste en las cohortes más jóvenes. Un aspecto que será interesante retomar en los apartados posteriores es si este “bono demográfico” a nivel regional dado por el achicamiento de las cohortes de jóvenes ha dado lugar a mejorías en el acceso y la acreditación en estas regiones, en contraposición con aquellas regiones donde la dinámica demográfica ha “empeorado” la relación en términos de oferta; o si por el contrario ha reforzado círculos viciosos de bajos niveles de acceso y acreditación.

En el caso de Montevideo es presumible que la evolución de la oferta esté compuesta, para las cohortes más viejas, por una apertura de nuevos centros en un contexto de incremento de la población en edad de acceder (producto de la natalidad y la migración). En las cohortes más jóvenes (a partir de la cohorte 1989-1994) se observa para la capital un aumento significativo de la oferta en el que confluye el efecto de una coyuntura de expansión del número de centros (tanto públicos como privados) y de una disminución de la población de la capital.<sup>13</sup> En el caso de Canelones y Maldonado hay una tendencia de crecimiento en el período, en particular a partir de la cohorte 1983-1988, que se estabiliza en las cohortes entre 1995-2000 y 2001-2006.

---

<sup>13</sup> Desde el censo de 1996 Montevideo evidencia tasas de crecimiento poblacional negativo que conjugan una tasa de crecimiento vegetativo de las más bajas del país conjuntamente con una pérdida del atractivo migratorio que tuvo en el pasado, frente a otros polos de atracción como Maldonado y Canelones (INE, 2011)

**Gráfico 3.2: Evolución del número de centros por cada 1000 jóvenes en edad de cursar Educación Media por regiones geográficas (en nº de centros).**



Fuente: elaboración propia en base a ECH 2012, CENSO 1996, CENSO 1995, Censo 2004, Nomenclator Secundaria 2008, lista de liceos habilitados del MEC, Nahum 2008

### 3.2: La evolución del acceso a EM

Un segundo indicador educativo de interés consiste en el acceso a la EM, que permite visualizar en qué medida los esfuerzos normativos (legislación sobre la obligatoriedad del nivel) y de oferta se traducen efectivamente en un mayor número de adolescentes y jóvenes que logran alcanzar el nivel. En este apartado se abordarán tres elementos sobre la evolución del acceso: a) la evolución del acceso para cada nivel de la EM, es decir, Ciclo Básico y EM Superior; b) la evolución del acceso según la región geográfica del país y c) la evolución del acceso en términos de desigualdades de género.

En primer lugar, se observa una tendencia histórica al crecimiento en el acceso, tanto al Ciclo Básico como a la EM Superior (este último menos acentuado), lo cual se condice con la tendencia de aumento de la oferta expuesta en el apartado anterior. Como se observa en el gráfico 3.3, al inicio del período observado el acceso a la EM era significativo, alcanzando al 63% de la cohorte 1965-1970. Es destacable un aumento pronunciado del acceso al Ciclo Básico entre las cohortes más jóvenes (1995-2000 y 2001-2006), lo cual da cuenta de la consolidación del proceso de universalización del acceso del que comenzaba a advertirse en sus consecuencias en 1965. Es así que para la cohorte 2001-2006 el acceso al ciclo básico es 89,9%.

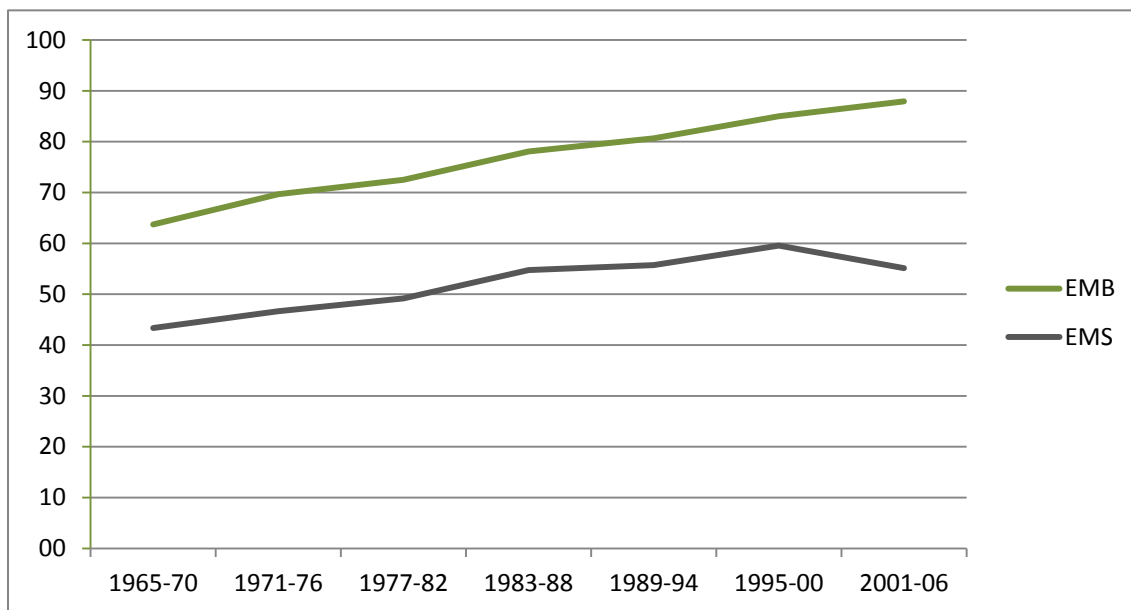
Con respecto a la evolución del segundo ciclo de EM, es posible señalar que aún alcanza niveles muy inferiores respecto al acceso al Ciclo Básico, lo cual era una preocupación ya presente en el diagnóstico de CIDE de 1965, pues se evidenciaba una dificultad de retención del sistema en el pasaje de niveles.

Es pertinente advertir respecto al descenso en el porcentaje de acceso de la cohorte 2001-2006, en tanto la disminución que se evidencia tiene una explicación metodológica más que de evolución real de la tendencia. Una parte de los jóvenes pertenecientes a



esta cohorte aún se encuentran en proceso de finalizar su escolarización (lo cual puede implicar acreditar o no la EM), en tanto hayan acumulado rezago en educación primaria o en el Ciclo Básico. Por tanto, un análisis más refinado de la evolución de la tendencia para esa cohorte implicaría una ventana de observación más amplia, que permita admitir razonablemente la finalización del período de escolarización de la cohorte.

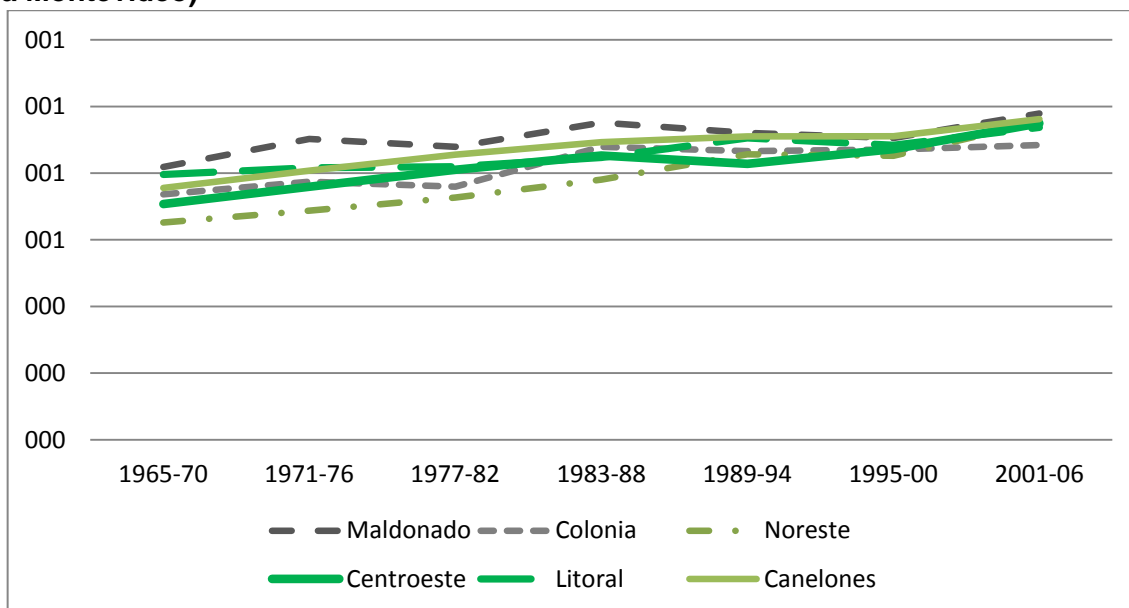
**Gráfico 3.3: Evolución del acceso a educación media según máximo nivel alcanzado (en porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2012

Un segundo aspecto a indagar consiste en la evolución del acceso según la región, considerando que la traducción de la oferta regional en efectivo acceso de los jóvenes en edad de acceder a la educación secundaria se encuentra mediada por factores como el asentamiento de la oferta en el territorio (mayor en las capitales departamentales que en las pequeñas localidades y zonas rurales), el acceso al transporte o los incentivos hacia la educación en materia de requisitos para la inserción en el mercado de trabajo, entre otros posibles. Según se puede observar en el gráfico 3.4, la tendencia ha sido a la convergencia de los niveles de acceso a la EM en las diferentes regiones geográficas del país en relación a Montevideo. Si bien al principio del período la relación de acceso era de menos de un joven accediendo en las diversas regiones por cada joven que accedía en Montevideo (con la situación de mayor rezago en la región Noreste), para las cohortes más jóvenes esta relación se acerca a uno (es decir, no hay diferencias importantes entre regiones).

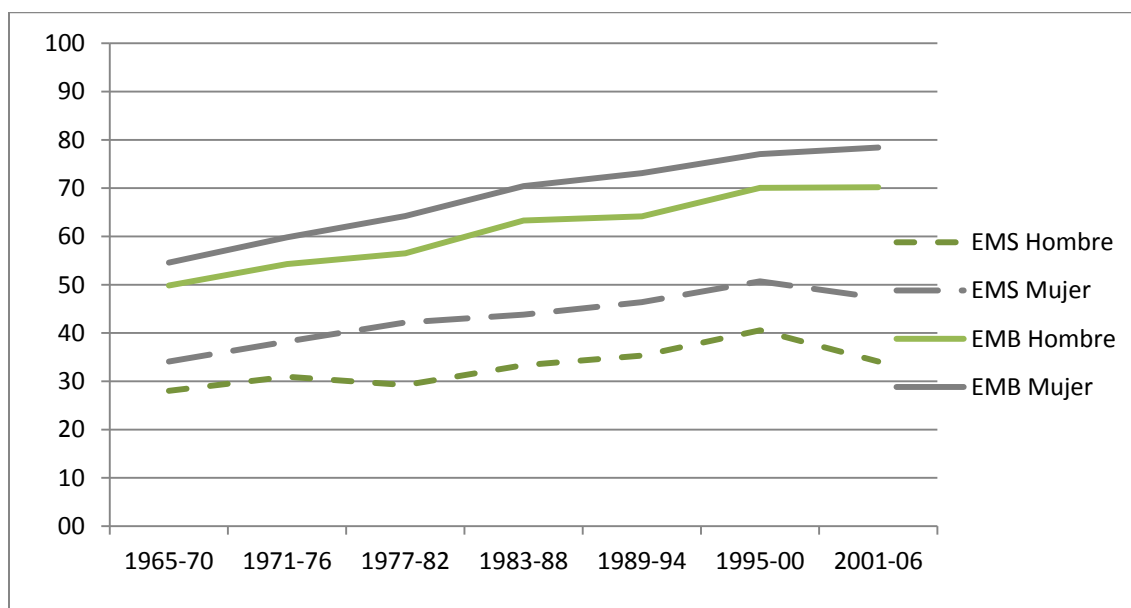
### 3.4 Evolución del acceso a educación media por región (en razones con referencia a Montevideo)



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2012

En tercer lugar, interesa introducir el género como un clivaje de las desigualdades educativas que se encuentra ampliamente documentado en la investigación educativa (ANEP-PISA, 2010) (ANEP-PISA, 2007) (Fernandez & Boado, 2010), y cuya tendencia actual comenzaba a vislumbrarse en el informe de CIDE del año 1965. El gráfico 3.5 evidencia ya en las cohortes de 1965-1970 una feminización del acceso, tanto en la EM básica como en la media superior. Esta tendencia, que si bien se observa en otros países de América Latina, en el caso de Uruguay es resultado del temprano proceso que permitió el acceso de las mujeres a la secundaria desde 1912 (en principio en centros exclusivamente femeninos). A su vez, la brecha de género en el acceso se ha ido ampliando a través del tiempo para las generaciones de mujeres en relación a los varones, aunque este diferencial femenino es mayor en el acceso a la EM superior que a la media básica.

### 3.5. Evolución del acceso a educación media por sexo (en porcentajes).



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2012

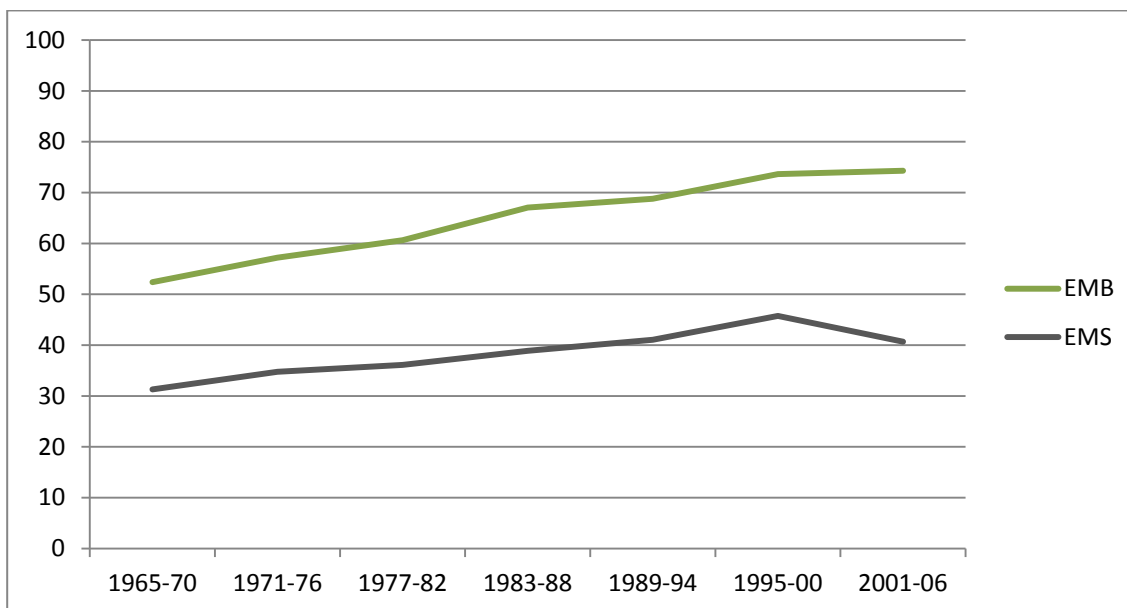
### 3.3: Evolución de la acreditación de la EM

Expansión de la oferta y del acceso constituyen dos dimensiones ineludibles de los procesos de universalización de un sistema educativo. Sin embargo, en la medida que se alcanzan los objetivos de dotar de centros educativos y que la población destinataria efectivamente acceda, los desafíos de la equidad educativa se desplazan hacia la eficiencia del sistema en lograr que aquellos que acceden permanezcan y logren culminar el nivel. En este sentido, los objetivos de acceso dejan paso a objetivos de resultados educativos cuyo indicador principal es la acreditación del nivel.

Como se mencionó al hablar de la oferta y el acceso, la evolución de la acreditación de la EM se encuentra influenciada por los cambios de la normativa con respecto a la obligatoriedad mínima de educación, y los efectos de dichos cambios sobre los diferentes agentes de la sociedad (por ejemplo, el mercado de trabajo, las familias y los propios jóvenes). Es así que el cambio en los niveles mínimos de escolaridad socialmente deseable incide sobre la valoración de las credenciales educativas. En este sentido, el valor de la acreditación de EM será diferente antes o después de 1972, mientras el de EM lo será antes o después de 2008.

Se puede observar en el gráfico 3.6 que, si bien la tendencia de largo plazo es al crecimiento de la acreditación en los dos niveles, la pendiente de crecimiento de las curvas es menos pronunciada en términos de acreditación que en términos de acceso (véase gráfico 3.3). En el caso de la EM básica, pese al crecimiento del indicador, se encuentra aún lejos de los objetivos de universalidad establecida en la constitución de 1966 y de la ley de 1972, y pese a los esfuerzos de política desplegados durante la década del 90, que marcan la salida del estancamiento del indicador en las cohortes escolarizadas desde 1994. El caso de la EM superior es aún más dramático, en tanto la evolución en el período ha sido modesta y aún no alcanza a la mitad de la población ni siquiera para la población con mayor porcentaje de acreditación (la cohorte escolarizada entre 1995 y 2000).

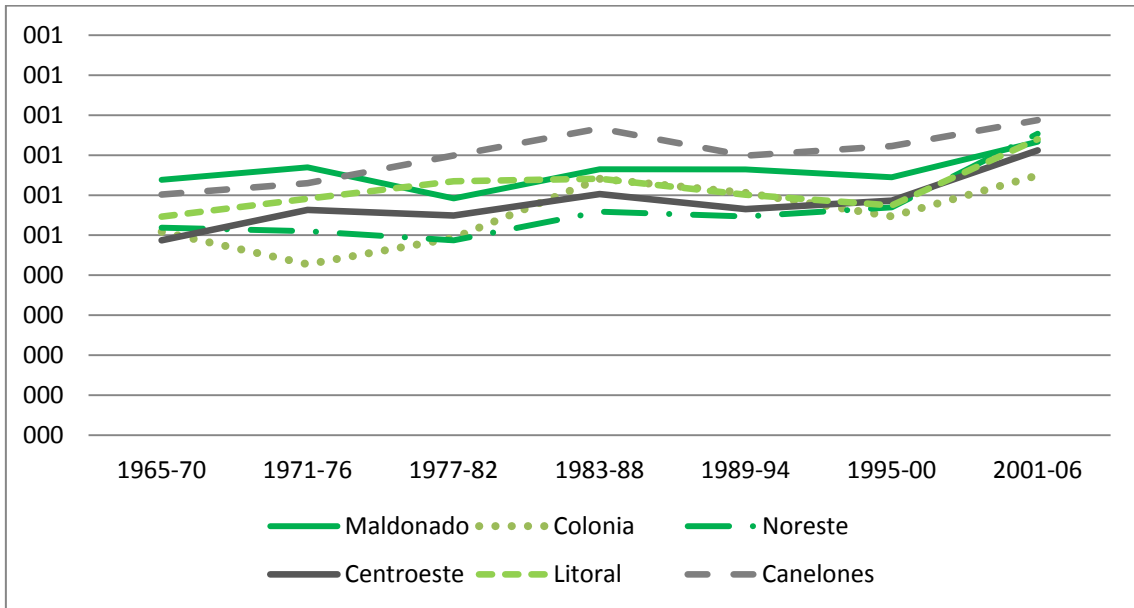
### 3.6. Evolución de la acreditación de la educación media según nivel (en porcentajes)



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2012

Ahora bien, cuando se desagrega la acreditación total para observar su evolución para las diferentes regiones del país, se observa en el gráfico 3.7 por una parte que las tendencias históricas parten de una situación relativamente heterogénea, cercana a dos jóvenes que acreditan educación secundaria en Montevideo por cada uno que lo hace en las restantes regiones (esto con variaciones leves según región). En el caso de la región litoral la tendencia resulta estable durante la mayor parte del período, mientras que las restantes regiones en general presentan altibajos. Destaca que a partir de las cohortes entre 1995 y 2000 se evidencia un crecimiento marcado para todas las regiones. Este crecimiento se enmarca en esfuerzos sostenidos orientados a la universalización del Ciclo Básico.

**Gráfico 3.7: Evolución de la acreditación de la educación media según región ( en razones con referencia a Montevideo)**



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 2012

## Capítulo 4: Desigualdades en los aprendizajes

En este apartado se abordará la situación de las desigualdades educativas en el Uruguay con un desplazamiento desde indicadores de stock de activos educativos hacia una problematización en torno a los aprendizajes. Mientras que los indicadores de oferta, acceso y acreditación sitúan el análisis de las desigualdades en el nivel de equidad de acceso y resultados (dos dimensiones clásicas de las políticas educativas), la dimensión de las competencias adquiridas durante la escolarización introduce el concepto de equidad de oportunidades de aprendizaje (ANEP-PISA, 2010), como un aspecto complementario a la dimensión de los resultados. La problematización de las desigualdades en las oportunidades de aprendizaje implica focalizar la calidad educativa como una dimensión relevante.

La investigación en torno a los aprendizajes como dimensión de la calidad educativa ha cobrado un notable desarrollo en las últimas décadas a nivel mundial, en particular a partir de mediciones estandarizadas sostenidas a lo largo del tiempo y comparativas de diferentes sistemas educativos. A escala mundial el antecedente más grande y sistemático consiste en el Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA), de la Organización de Comercio y Desarrollo Económico (OCDE). En el caso de Uruguay, como se mencionó anteriormente, el estudio sistemático de las características de los aprendizajes mediante la implementación de pruebas estandarizadas es bastante reciente, siendo el primer antecedente la evaluación de aprendizajes en matemáticas y lengua a los sextos años de primaria que se realizó en 1996 (SERCE). A partir de entonces, la implementación de evaluaciones estandarizadas se ha consolidado como una práctica sistemática, en particular desde el año 2003 en que Uruguay participa del programa PISA. Desde entonces Uruguay ha participado junto con otros países miembros de la OCDE e invitados en los ciclos 2003, 2006, 2009 y 2012. Además, ha continuado la aplicación de pruebas estandarizadas en primaria a los estudiantes de terceros y sextos años.

A continuación, el análisis se orienta a observar indicadores de desempeño de los jóvenes dentro del sistema educativo, identificar aquellos factores explicativos de la desigualdad educativa; así como observar la persistencia o no de estos factores de desigualdad a lo largo del tiempo. La base empírica del análisis son los ciclos 2003, 2006 y 2009 de la evaluación internacional de estudiantes PISA, de la cual Uruguay participa desde el año 2003.

Los supuestos que orientan el presente apartado son varios. Por un lado, el efecto de las variables explicativas sobre los aprendizajes no es constante a lo largo de los distintos niveles de análisis. La idea es que los desempeños en PISA dependen de atributos individuales de los jóvenes (1er. nivel), y a su vez los desempeños pueden depender de atributos propios de los centros educativos (2do. nivel).<sup>14</sup> Una prueba adicional más es aquella que asocia el efecto del tiempo con los resultados obtenidos en PISA. En este tipo de análisis se entiende que los desempeños de los jóvenes se observan en momentos del tiempo que impactan sobre los resultados y que pueden ser

---

<sup>14</sup> Para el capítulo multinivel se optó no trabajar la dimensión región por dos razones. Primero, de haberla incorporado los modelos habrían sido de tres niveles, la complejidad de los modelos de tres niveles hace muy difícil su interpretación. Segundo, el objetivo del presente capítulo es dar cuenta de diferencias entre centros educativos. Por dichas razones se optó trabajar en modelos de dos niveles. Sobre la pertinencia de utilizar modelos de 3er. nivel y el cálculo de la varianza explicado por este, remítase al Anexo 2.

entendidos como un nivel. No obstante, cabe hacer una precisión relevante en cuanto al tratamiento del tiempo como un nivel de anidación sobre el cual estudiar las variaciones en los desempeños de los individuos. Es necesario admitir que desde el punto de vista metodológico (y en algún sentido también teórico) es discutible asignar al tiempo un efecto de agregación de atributos de los cuales se deriven las variaciones individuales, sobre todo considerando que en general los efectos de anidación de niveles se observan en unidades ecológicas (como hospitales, centros educativos, barrios, etc.) (Bliese, 2013). Si bien este punto es atendible, en términos metodológicos lo que se entiende anidado al nivel del tiempo no son los individuos, sino las observaciones realizadas en un momento del tiempo sobre sus desempeños. Por otra parte, la relevancia teórica se expuso anteriormente haciendo referencia al contexto histórico de crianza y escolarización. Por otro, es posible identificar efectos temporales sobre los aprendizajes, lo cual implica que mientras en 2003 la coyuntura temporal luego de una de las peores crisis en la historia del país implicó un impacto negativo sobre los aprendizajes, en 2009 en un contexto económico favorable, y con el porcentaje del PBI destinado a la educación más alto de la historia, el impacto sobre los aprendizajes sería positivo.

Estos supuestos pretenden incorporar tres vertientes de bibliografía sobre educación, que enfatizan sobre condicionantes de nivel macro o estructurales (estos son abordajes que señalan aspectos de reproducción de clase, desigualdades de género, étnicas, raciales, territoriales, etc.) (Boudon, 1973) (Bourdieu & Passeron, 1964) (Breen & Goldthorpe, 1997); de nivel meso (que dan cuenta del impacto de las características de las organizaciones educativas, de los aspectos administrativos, de liderazgo y pedagógicos que ocurren a nivel de los centros) (Edmonds, 1979) (Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis, & Ecob, 1988) (Murillo, Javier, 2011), y de nivel micro o individual (como por ejemplo los efectos de las motivaciones y la autopercepción académica, las expectativas, las trayectorias previas seguidas en el sistema educativo, o la experiencia de eventos de transición a la adultez<sup>15</sup>) (Breen & Goldthorpe, 1997) (Cardozo & Iervolino, 2009) (Ciganda, 2008). A su vez, estos condicionantes de diferente nivel de análisis pueden observarse en sus efectos sobre el individuo como unidad de análisis.

A partir de las tres vertientes explicativas mencionadas anteriormente, se operacionalizaron las variables que se supone presentan efectos sobre los desempeños a lo largo del tiempo, en los niveles individuo, centro y tiempo. Tal como se pueden observar en la tabla 4.1, en el nivel del individuo se consideran: el desempeño, el sexo, la posición socioeconómica y cultural del hogar de origen, el autoconcepto académico y dedicación de tiempo al estudio. Por otra parte, en el nivel de centro educativo se consideran: el entorno sociocultural del centro, el tipo de centro, el tamaño de centro, y el rezago educativo (entendido en el sentido de la aplicación de criterios asociados a la repetición o la aprobación a nivel de los centros).

---

<sup>15</sup> La noción de eventos de transición a la adultez proviene de la sociodemografía y refiere a una serie de eventos vitales que pautan el pasaje de un estatus social de dependencia económica y en la toma de decisiones respecto al hogar de origen (propias de la niñez y la adolescencia) a un estatus de plena autonomía en ambas dimensiones. Estos eventos en el marco de las sociedades industriales tradicionales se identifican como: la salida de la escuela, el inicio de la trayectoria laboral, la emancipación del hogar de origen, la conyugalidad y el nacimiento del primer hijo (Filardo, 2010).

**Tabla 4.1: Operacionalización de las variables de análisis para los ciclos PISA 2003, 2006 y 2009**

Concepto	Descripción	Valores
Resultado en matemáticas PISA 2003 <sup>16</sup>	Puntaje obtenido por el estudiante en la prueba de matemática para los ciclos PISA 2003, 2006 y 2009.	PISA 2003: mínimo 190,20, media 422, y máximo 757,50. PISA 2006: mínimo 63,49, media 426, y máximo 748,00. PISA 2009: mínimo 98,93, media 427, y máximo 763,40.
Sexo	Sexo	0 para varón y 1 para mujer.
Entorno sociocultural del centro	Entorno sociocultural de centro. 2 dimensiones ocupacional/económica, y una dimensión cultural/educacional de los estudiantes del centro.	1 para entorno muy desfavorable, valor 2 para entorno desfavorable, valor 3 para entorno medio, valor 4 para entorno favorable y valor 5 para entorno muy favorable.
Tipo de centro	modalidad de bachillerato que cursaba cuando participó de la prueba PISA	1 para centros públicos, valor 2 para centros privados y valor 3 para UTU.
Índice de estatus económico, social y cultural	índice socio-económico internacional de estatus ocupacional, el más alto nivel educativo de los padres, el índice PISA de bienestar familiar, el índice PISA de recursos educativos en el hogar, y el índice PISA de posesiones culturales en el hogar.	PISA 2003: mínimo -3,71, media -0,37, y máximo 2,39. PISA 2006: mínimo -4,27, media -0,39, y máximo 2,81. PISA 2009: mínimo -4,05, media -0,74, y máximo 3,09.
Tamaño de centro <sup>17</sup>	cantidad de alumnos.	PISA 2003: mínimo 9, media 426 y máximo 2535. PISA 2006: mínimo 30, media 402 y máximo 1275. PISA 2009: mínimo 15, media 742 y máximo 4500.
Rezago <sup>18</sup>	Rezago en jóvenes al momento de ser evaluados por PISA.	1 cuando el joven estaba rezagado y valor 0 cuando no estaba rezagado.
Auto concepto	Autopercepción del estudiante en disciplinas académicas específicas.	PISA 2003: mínimo -2,12, media 0,15 y máximo 2,41. PISA 2006: mínimo 0,28, media 2,40 y máximo 4,08. PISA 2009 <sup>18</sup> : mínimo 1,22, media 4,06 y máximo 4,89.
Profesores graduados	Proporción de profesores egresados en el centro educativo.	PISA 2003: mínimo 0,04, media 0,51 y máximo 1. PISA 2006: mínimo 0,12, media 0,60 y máximo 1. PISA 2009: mínimo 0,11, media 0,58 y máximo 1.
Tiempo dedicado al estudio	Total de tiempo semanal, en horas, dedicado al estudio por los jóvenes.	PISA 2003: mínimo 5, media 22,41, y máximo 60. PISA 2006: mínimo 1, media 21,47, y máximo 70. PISA 2009: mínimo 2, media 13,93, y máximo 49.

Fuente: elaboración propia. Base ponderada.

<sup>16</sup> Si bien cada ciclo PISA hace énfasis en un área del conocimiento distinto, evalúa ítems en todas las áreas (ciencias, lenguaje y matemática). La correlación entre los valores plausibles de cada área es muy alta, pero aun así, a efectos de hacer los análisis totalmente comparables se utiliza el valor plausible de la misma área. A efectos de todos los análisis se utiliza el valor plausible en matemáticas, la razón de escoger dicha área no responde a ningún criterio particular. Simplemente ha sido el área con que inicia el primer ciclo PISA en Uruguay, además de ser el área donde existe mayor acumulación en su análisis en Uruguay (Boado & Fernández, 2010) (Fernández, 2009) (Fernández, Cardozo, & Boado, 2009), y donde los autores del presente informe más han trabajado (Menese, 2012) (Rios González, 2012) (Fernandez, Boado, Cardozo, Bucheli, & Menese, 2013).

<sup>17</sup> En 2003 y 2006 representa turnos, en 2009 representa centros. Por más detalles sobre pruebas de las diferencias de utilizar distintos tipos de agregación remítase al Anexo 3. <sup>18</sup> Este indicador fue construido según el grado en el que fue evaluado el joven, en función a su mes y año de nacimiento. El cuestionario PISA incluye preguntas en torno a repetición, pero contienen datos perdidos; en cambio, para todos los alumnos se conoce el grado en el que fueron evaluados junto con su mes y año de nacimiento.

<sup>18</sup> El ciclo PISA 2009 la variable de autoconcepto en TIC ("highconf") presenta distintas distribuciones en distintas versiones de la base. Por lo cual se decidió crear un índice propio a partir de los ítems desde ic08q01 hasta ic08q05 (que refieren a autoconcepto en manejo de TIC). El método utilizado para la creación del ítem fue el mismo utilizado por PISA para sus demás escala: Teoría de Respuesta al Ítem. Por más detalles remítase al Anexo 4.



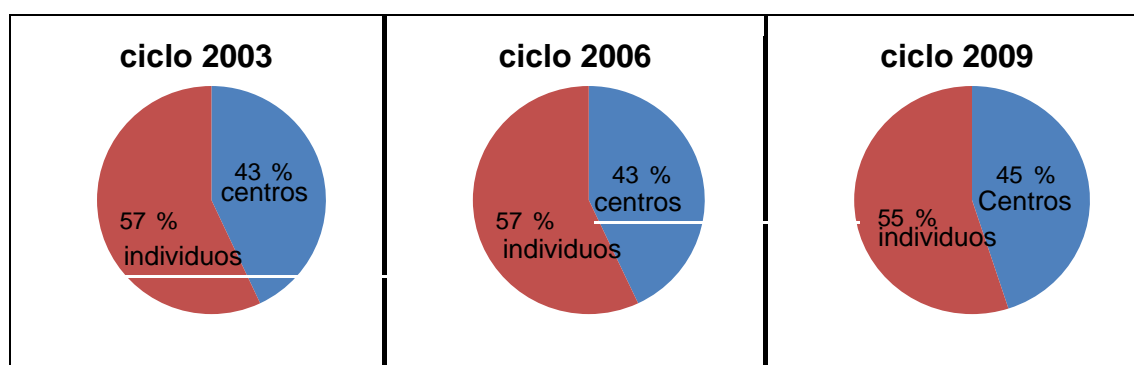
## 4.1: Factores asociados a las desigualdades de los desempeños entre 2003, 2006 y 2009

Un primer aspecto relevante consiste en establecer cuál es el impacto de cada nivel de análisis (individuos, centros) sobre el total de la varianza de los desempeños. En este caso, cuánto del puntaje obtenido en PISA es explicado por atributos de los individuos y cuánto por atributos de los centros.<sup>19</sup>

### 4.1.1: ¿Cuánto aportan los centros educativos?

En el gráfico 4.1 se observa el porcentaje de la varianza en los desempeños obtenidos en PISA que es explicada por centros e individuos para cada ciclo, sin establecer ningún otro control. Entre los ciclos 2003 y 2006 el porcentaje de variación en los desempeños atribuible al centro educativo no presenta variaciones, situándose en un 43% de la varianza explicada; mientras que para 2009 el porcentaje de variación dependiente del centro asciende al 45%. Es decir, sin controles de ningún tipo, la mayor proporción de la variación en el desempeño se explica por el impacto de atributos individuales más que el de atributos del centro educativo al que asistían.

**Gráfico 4.1. Porcentaje del puntaje en cada ciclo PISA explicado por el centro educativo. Modelo vacío sin controles.**



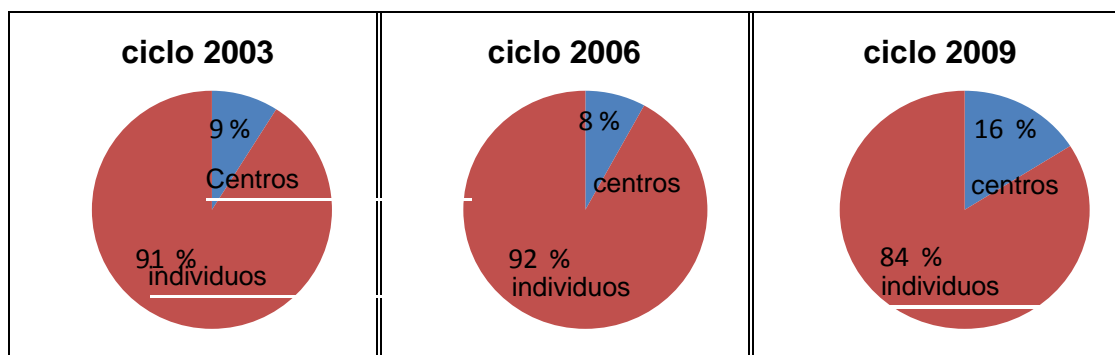
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de los ciclos PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.

Al comienzo de este capítulo se presentó un primer modelo multinivel vacío, donde se mostraba el porcentaje total de varianza explicada por centro. Seguidamente se controló esa relación por el hogar de origen y el porcentaje de la varianza disminuyó. A continuación una vez logrados los modelos finales analizados en el apartado anterior interesa establecer cuánta es la varianza final que explica el centro.

El gráfico 4.2 informa del porcentaje de varianza explicada por el centro educativo para el modelo de estimación final. Se observa que los porcentajes de varianza descienden en 2003 del 43% al 9%, en 2006 del 43% al 8% y en 2009 del 45% al 16%. Estas diferencias en la varianza explicada por los centros en 2009 se atribuyen a que el modelo final ajustado para los tres ciclos (siguiendo el criterio de incluir todas las variables relevantes según la bibliografía), en el caso de 2009 presenta menos variables significativas. Para el ciclo 2009 quizá otro modelo con otras especificaciones logre un mejor ajuste de la varianza explicada. No se realiza esa prueba porque la intención del capítulo es dar cuenta de factores persistentes, en forma de variables incluidas en los tres ciclos PISA.

<sup>19</sup> Para detalles sobre los modelos remítase al Anexo 5.

**Gráfico 4.2. Porcentaje del puntaje en cada ciclo PISA explicado por el centro educativo. Modelo final con controles**



Fuente: elaboración propia en base a microdatos de los ciclos PISA 2003-2006-2009. Base ponderada

A modo de síntesis del recorrido analítico realizado en este apartado, la tabla 4.2 muestra el porcentaje explicado por el centro sin controles (modelo vacío) y para el modelo final, introduciendo controles para individuos y centros simultáneamente en cada uno de los ciclos PISA.

Este último modelo, que controla únicamente por variables explicativas, establece la diferencia entre centros, utilizando variables que puedan ser atribuibles al sistema educativo.

**Tabla 4.2: Porcentaje de la varianza explicada por centro. Modelo vacío contra modelo controlado por hogar de origen y modelo final**

	ciclo 2003	ciclo 2006	ciclo 2009
<b>Modelo vacío</b>	43%	43%	45%
<b>Variables independientes modelo final</b>	9%	11%	16%
Pendiente aleatoria	.	3%	.
<b>Modelo final total</b>	9%	8%	16%

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.

En el caso del ciclo 2003 se observa una disminución significativa para todos los ciclos de los porcentajes de varianza explicados por los centros educativos. Mientras en 2003 en el modelo vacío sin controles el centro educativo explica el 43% de la varianza en los resultados PISA 2003, aplicando controles el porcentaje atribuible al centro desciende al 9%. Es decir, un importante porcentaje de la porción de desigualdad entre centros educativos es una función de las variables significativas contenidas en el modelo final (sexo, hogar de origen, autoconcepto, tiempo dedicado al estudio, tamaño de centro educativo, entorno de centro y rezago).

Para el ciclo 2006, el porcentaje inicial de varianza explicada por centros era del 43%. Cuando se observa el modelo final, controlando por todo el set de variables independientes significativas (sexo, hogar de origen, autoconcepto, tiempo dedicado al estudio, tamaño de centro educativo, entorno de centro y rezago), el porcentaje explicado era del 11%; el introducir la pendiente aleatoria (desigualdad propia del

centro) explicaba el 3%; lo cual en total hacía que el porcentaje de varianza explicada por factores de centro y de individuo se reducía a un 8%.

Por último, el ciclo 2009 es el que encuentra una menor reducción en la varianza explicada, aunque el ajuste de este modelo en término de variables significativas incluidas no fue tan óptimo como los anteriores. El porcentaje de varianza explicada pasó de un 45% por el centro sin introducir controles, a ser explicado en un 16% al introducir las variables significativas de niveles individuo y centro.

#### **4.1.2: Factores explicativos de las desigualdades en los desempeños**

Dando un paso más en el análisis, a continuación se presentan aquellos factores que impactan sobre los desempeños, ya sea de forma persistente o de manera no sistemática entre ciclos. Las variables consideradas<sup>20</sup> responden a los diferentes antecedentes bibliográficos nacionales e internacionales respecto a las variaciones en los desempeños.

A partir de la tabla 4.3 es posible identificar distintos factores persistentes a través de los ciclos PISA. Por un lado, el sexo, que es un elemento de diferenciación en los desempeños frecuentemente reportado en los antecedentes (PISA-OECD, 2005) (ANEP-PISA, 2010) (Fernandez & Boado, 2010). En el mismo sentido, la comparación de los ciclos permite afirmar una diferencia sistemática a favor de los varones en términos de desempeño (en todos los casos, la variable mujer tiene un coeficiente negativo, es decir, ser mujer disminuye el promedio del puntaje obtenido en PISA). En el apartado siguiente se analizará si esta diferencia en los desempeños mantiene un correlato en términos de las trayectorias educativas seguidas por varones y mujeres.

En segundo lugar, la posición en la estratificación social, la cual es una fuente de desigualdad educativa según la cual aquellos con mayores recursos (económicos, sociales y culturales) obtienen mejores desempeños, lo cual desde la perspectiva estructuralista implica la reproducción intergeneracional de las desigualdades (Bourdieu & Passeron, 1964) (Boudon, 1973). Los hallazgos con respecto al impacto del origen de clase de los jóvenes para los tres ciclos se alinea con la teoría reproductivista, es decir, los jóvenes provenientes de hogares más aventajados presentan mejores desempeños que aquellos que provienen de hogares desaventajados en la estratificación social (lo cual se observa mediante la variable de estatus económico, social y cultural, la cual resulta significativa y su coeficiente positivo).

---

<sup>20</sup> Véase tabla 4.1.

**Tabla 4.3: Coeficientes y significación de los modelos multinivel con controles y pendiente fija para los ciclos PISA**

	ciclo 2003	Sig.	ciclo 2006	Sig.	ciclo 2009	Sig.
Mujer	-10,18	**	-28,12	***	-27,12	***
Índice de estatus económico, social y cultural	7,60	***	9,58	***	10,92	***
Autoconcepto	22,72	***	9,95	***	5,56	*
Tiempo dedicado al estudio	0,69	**	0,82	***	-0,67	.
Tamaño del centro	0,02	***	0,02	*	0,00	.
Entorno de centro						
Desfavorable	7,83	.	13,99	.	-19,36	.
Medio	20,66	*	23,01	.	-15,17	.
Favorable	48,55	*	63,32	***	-0,26	.
Muy favorable	73,68	**	104,62	***	36,55	.
Tipo de centro						
Privado	-4,48	.	-20,99	.	6,70	.
UTU	-11,35	.	1,70	.	-18,23	*
Rezago	-65,51	***	-74,90	***	-75,29	***
Profesores recibidos	7,09	.	7,48	.	-37,30	.
Constante	410,67	***	394,37	***	516,51	***

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ; no significativo

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.

En tercer lugar, el autoconcepto académico, implica la evaluación del individuo respecto a sus propias habilidades y competencias, lo cual tiene impacto sobre las expectativas educativas, la continuidad y los buenos desempeños, de manera relativamente independiente de la clase social (Breen & Goldthorpe, 1997). Se evidencia que para los ciclos PISA hay un efecto del tipo esperado según la perspectiva de Breen y Goldthorpe, en tanto a mejor concepto del joven sobre sí mismo mejores son los desempeños en la prueba (véase la significación y sentido de la variable autoconcepto).

Por último, el rezago constituye uno de los factores sobre los cuales existe mayor consenso respecto a su impacto negativo sobre los desempeños (National Research Council, 1993) (Rumberger, 2001). En este estudio el rezago se operacionaliza como edad normativa (hasta dos años) para el cursado del grado correspondiente. En términos conceptuales el rezago se vincula con eventos de riesgo educativo, lo que genera daño en el autoconcepto del individuo (Filgueira, Rodríguez, & Fuentes, 2006), así como un desfasaje producido respecto a la trayectoria institucionalizada (véase en el apartado siguiente el abordaje respecto a los calendarios). Empíricamente se observa el impacto negativo del rezago sobre los desempeños mediante la significación y el sentido del indicador en el modelo de regresión. Este efecto, ya reportado a nivel nacional

(Fernandez & Boado, 2010) (Menese, 2012) (Rios González, 2012) también está asociado a las trayectorias educativas posteriores, como se analizará al observar de manera longitudinal.

Otros factores han tenido impactos intermitentes a lo largo de los ciclos PISA (es decir, que son significativos en algunos momentos del tiempo pero no de manera sistemática). En primer lugar, el tiempo dedicado al estudio. Es una variable que teóricamente se relaciona con los aprendizajes realizados y, por ende, con mejores desempeños. Los hallazgos en este sentido son parciales, pues se observan efectos diferentes según el ciclo. Mientras que la variable resulta significativa en los ciclos 2003-2006, no lo es para el ciclo 2009. Para los ciclos en los cuales la variable es significativa, el efecto es positivo. Es decir, dedicar más horas al estudio incrementa el puntaje obtenido en la prueba PISA, cada hora extra incrementa casi un punto promedio en el desempeño. Aquellos que dedican al menos 10 horas al estudio tendrán en el entorno de 10 puntos de desempeño más que aquellos que no dedican ninguna hora. De todos modos, este efecto para 2009 no resulta significativo.<sup>21</sup>

En segundo lugar el tamaño de centro, sobre el cual no existe un consenso en la bibliografía respecto a los efectos sobre los desempeños. Por un parte existe una vertiente de la bibliografía que trabaja aspectos organizacionales que señalan la relevancia de variables como el tamaño de los centros (entre otros atributos del centro) en la configuración de una denominada “ética del cuidado”, que implica una atención especial hacia los estudiantes, en particular aquellos en situaciones de riesgo (Edmonds, 1979). Para esta vertiente, centros educativos de gran tamaño generan escasa participación de padres y de la comunidad, escasa contención hacia la especificidad individual y por ende resultarían menos efectivas en la atención a los estudiantes que presentan riesgo educativo. Por el contrario, existen perspectivas que afirman que los centros grandes se encuentran en mejores condiciones para generar economías de escala (en materia de recursos económicos y humanos) que permitan atender de manera más efectiva a los jóvenes en riesgo que los centros pequeños (ANEP-PISA, 2007). Los hallazgos para los ciclos observados tampoco son concluyentes en esta discusión, ya que mientras para los ciclos 2003-2006 la variable es significativa sobre los desempeños, para el ciclo 2009 no lo es. En el caso en que el tamaño resulta significativo, el sentido del coeficiente parece indicar que los centros con mayores tamaños obtienen mejores resultados. Algo similar reportan los antecedentes que relacionan al centro con las trayectorias educativas posteriores (Fernández, 2009). Sin embargo, la evidencia no permite ser concluyente.

En tercer lugar, el entorno sociocultural del centro educativo. Es una de las variables a cuyo efecto se ha prestado mayor atención en la investigación nacional, en tanto ha revelado una potencia explicativa sobre los desempeños educativos superior en algunos casos incluso al impacto de la clase social de origen (ANEP-PISA, 2007). El entorno sociocultural de la escuela está dado por las características ecológicas en que se encuentra inmersa, esto incluye el su ubicación en el territorio y los recursos promedio a los que accede. La incidencia del entorno de los centros respecto a los aprendizajes opera estandarizando logros y trayectorias entre los estudiantes que comparten un mismo centro y diferenciándolos entre estudiantes que concurren a centros educativos cuyos entornos difieren. La evidencia observada respecto al entorno sociocultural resulta

---

<sup>21</sup> Existe un cambio en el criterio de cómo se preguntan las horas dedicadas a las tareas en el hogar entre el ciclo 2009 con respecto a 2003-2006. Creemos que este efecto de no significación es atribuible a este cambio de criterio.

significativa en los ciclos 2003-2006 y no así en el ciclo 2009. Este hallazgo resulta novedoso, debido a que el entorno de centro es una variable que siempre fue hallada significativa con un importante poder de predicción. Lo que implica es que la diferencia entre centros en términos de contexto social y cultural desaparece una vez que se fija constante el sexo, el Índice de estatus económico, social y cultural, el autoconcepto sobre sí mismo, el tipo de centro y el rezago. Esto no era así para los ciclos 2003 y 2006, es decir, que en aquellos ciclos, incluso con las variables antes mencionadas constantes, existía adicionalmente un hándicap por entorno de centro. Este hallazgo es importante en términos de disminución de las desigualdades entre centros como resultados del contexto social y cultural.

Por último, el tipo de centro, que constituye otra de las variables sobre las cuales existe bibliografía (Fernández, 2009), aunque esta no presenta consenso. Los antecedentes plantean dos discusiones al respecto del impacto el tipo de centro sobre los desempeños. La primera es respecto a las diferencias entre educación secundaria y educación técnica, que se vincula con una discusión sobre los programas de educación general o técnica como una dimensión de desigualdad de los sistemas educativos (Almendiger, 1989) (Blossfied, 1992) (Lorenzo, 2013). La segunda es respecto a la diferencia entre las escuelas públicas y las privadas y se vincula con la investigación sobre clima organizacional y eficacia escolar (Edmonds, 1979). En el caso de los antecedentes nacionales, estos señalan escasa relevancia del tipo de centro sobre los desempeños cuando se introducen controles por terceras variables de estratificación (clase social, entorno, etc.) (ANEP-PISA, 2007) (ANEP-PISA, 2004) (PISA-OECD, 2005) (Fernandez & Boado, 2010) (ANEP-PISA, 2010). Al observar de manera comparativa los tres ciclos PISA, se puede afirmar que para el ciclo 2009 el tipo de centro tiene un efecto significativo y negativo en el caso de la UTU. Una hipótesis al respecto es en torno a la ampliación en la cobertura que ha tenido la UTU a partir del año 2007, particularmente en sectores muy vulnerables con el programa FPB, orientado a la inclusión y reafiliación de jóvenes con trayectorias educativas interrumpidas o en riesgo. De ser el caso, esta significación con coeficiente negativa implica que la UTU reafilió jóvenes con desempeños muy bajos, lo cual es positiva si se piensa que de otra manera estarían fuera del sistema educativo.

Por otra parte, de las variables explicativas propuestas a priori hay una serie de ellas que no presentan relevancia sobre los desempeños a lo largo de los ciclos PISA. En primer lugar, la proporción de profesores titulados, la cual se consideró relevante bajo el supuesto de que aquellos docentes con formación para la docencia introducen diferencias significativas sobre los desempeños de sus estudiantes en comparación con docentes no titulados (ANEP-PISA, 2007). Sin embargo, los resultados obtenidos para los ciclos PISA no apoyan esta hipótesis, en tanto indican que la proporción de profesores titulados (medido a través del porcentaje neto de profesores con título, independientemente del número de estudiantes con los que cuenta el centro) no es condicionante en los desempeños de los jóvenes. Si bien no aventuramos ninguna conclusión al respecto de este efecto, nos permitimos realizar algunas hipótesis. Bajo el supuesto que todo aquel que da clases es al menos estudiante de algún centro de formación docente, la hipótesis es: el nivel de formación docente de aquellos aún no recibidos es muy alto, y se equipara al de aquellos ya recibidos. Otro supuesto es que los saberes docentes de aquellos titulados que imparten clases no difieren significativamente de los saberes de aquellos no docentes que imparten clases. Por último, que el porcentaje de no titulados es menor y ello explica que no haya diferencias. Esto fue contrastado y se observa que cerca de un 40% de los docentes son no

titulados. En consecuencia, dejamos planteadas las hipótesis anteriores simplemente como un ejercicio que intenta dar cuenta las razones para que el efecto de la cantidad de docentes titulados del centro no sea significativo. Tampoco hemos agotados las posibles hipótesis, simplemente proponemos líneas sobre las que se podría seguir trabajando en posteriores investigaciones.

### **4.1.3: ¿Qué tan equitativas son las escuelas?**

En el siguiente apartado interesa observar si pese a todas las desigualdades entre centros e intra centros existen escuelas más equitativas o menos equitativas en términos de la relación entre el hogar de origen y los desempeños. Este aspecto resulta pertinente desde un punto de vista de política, pues implica responder si a igual hogar de origen un estudiante puede obtener desempeños diferentes según el centro al que asista.

Para ilustrar mejor este punto, supongamos un sistema educativo con únicamente dos centros educativos: A y B, donde A es de entorno favorable y B es de entorno desfavorable. El centro A está compuesto por los individuos O-P-Q; donde O pertenece a un hogar de estrato muy alto, P estrato alto y Q estrato medio. El centro B está compuesto por los individuos X-Y-Z; donde X es de estrato medio, Y de estrato bajo y Z de estrato muy bajo. Supongamos además que el centro A (entorno favorable) tiene un promedio de resultados mayor que el centro B (entorno desfavorable), pero si en el centro A (entorno favorable) existiera el individuo Z (estrato muy bajo), la relación ente el hogar de origen y desempeño sería exactamente la misma que si en el centro B (entorno desfavorable) existiera el individuo O (estrato muy alto). Esto ocurre porque la pendiente que determina la inequidad en los resultados como función del hogar de origen es igual en el centro A y en el centro B.

Desde el punto de vista metodológico, la situación del ejemplo puede observarse en un modelo multinivel a partir de la pendiente fija. Para esto el procedimiento es dejar que la pendiente no varíe aleatoriamente entre centros como una función de la variable resumen del hogar de origen. El supuesto a contrastar es que la relación entre el hogar de origen y los desempeños es constante a lo largo de todos los centros educativos. Es decir, todos los centros educativos presentan una misma función de desigualdad entre el hogar de origen y desempeño.

Ahora bien, pongamos un segundo ejemplo con un sistema educativo con únicamente dos centros: A y B, donde A es de entorno favorable y B es de entorno desfavorable. El centro A está compuesto por los individuos O-P-Q, donde O pertenece a un hogar de estrato muy alto, P estrato alto y Q estrato medio. El centro B está compuesto por los individuos X-Y-Z, donde X es de estrato medio, Y de estrato bajo, y Z de estrato muy bajo. Además, el centro A (entorno favorable) tiene un promedio de resultados mayor que el centro B (entorno desfavorable), y además si en el centro A (entorno favorable) existiera el individuo Z (estrato muy bajo), la relación entre el hogar de origen sería completamente distinta que si en el centro B (entorno desfavorable) existiera el individuo O (estrato muy alto). Esto ocurre porque la pendiente que determina la inequidad en los resultados como función del hogar de origen es distinta en el centro A y en el centro B.

Desde el punto de vista metodológico, la situación del ejemplo puede observarse en un modelo multinivel a partir de la pendiente aleatoria. Para esto el procedimiento es dejar que la pendiente varíe aleatoriamente entre centros como una función de la variable

resumen del hogar de origen. El supuesto a contrastar es que la relación entre el hogar de origen y los desempeños no es constante a lo largo de todos los centros educativos. Es decir, cada centro educativo presenta una función de desigualdad entre el hogar de origen y desempeño única y específica, lo cual es igual a decir que el centro al que concurre un joven es una fuente de desigualdad en su desempeño, que no será el mismo al de cualquier joven de su clase de origen.

En la tabla 4.4 se observa una prueba de hipótesis para cada ciclo PISA entre un modelo de pendiente fija y uno de pendiente aleatoria para la función hogar de origen y desempeño. Tanto en el ciclo PISA 2003 como en el ciclo 2009 no es significativo utilizar la pendiente aleatoria, es decir, todos los centros educativos presentan una misma función de desigualdad entre el hogar de origen y desempeño. Por otro lado, para el ciclo 2006 se presenta un escenario donde la pendiente aleatoria es más pertinente que la pendiente fija, es decir, hay centros más y menos equitativos.

<b>Tabla 4.4: Prueba de "pendiente fija VS pendiente aleatoria" para los ciclos PISA sobre la función Índice de estatus económico, social y cultural/resultado PISA.</b>							
<b>Ciclo 2003</b>	<b>Df</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>logLik</b>	<b>Test</b>	<b>L.Ratio</b>	<b>p-value</b>
Pendiente aleatoria	18	40970,26	41081,62	-20467,13			
Pendiente fija	16	40967,84	41066,82	-20467,92	aleatoria VS fija	1,57	0,455
<b>Ciclo 2006</b>	<b>Df</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>logLik</b>	<b>Test</b>	<b>L.Ratio</b>	<b>p-value</b>
Pendiente aleatoria	18	41150,70	41262,15	-20557,35			
Pendiente fija	16	41156,35	41255,42	-20562,18	aleatoria VS fija	9,65	0,008
<b>Ciclo 2009</b>	<b>Df</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>	<b>logLik</b>	<b>Test</b>	<b>L.Ratio</b>	<b>p-value</b>
Pendiente aleatoria	18	23878,51	23980,55	-11921,26			
Pendiente fija	16	23874,52	23965,21	-11921,26	aleatoria VS fija	0,00	0,999

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuestas PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.

Importa detenerse en este último hallazgo sobre la pertinencia de una pendiente aleatoria en el ciclo PISA 2006. Esto implica que en el 2006 los centros educativos son menos homogéneos en su tratamiento de las desigualdades, logran una función hogar de origen y desempeño independiente por centro, para luego volver a una situación de tratamiento homogéneo de las desigualdades por centro. Al momento de redactar este informe no tenemos hipótesis claras de por qué ocurre este efecto, pero sería interesante e importante ahondar en esta línea de resultados.

#### **4.2: Desigualdades en los aprendizajes relacionadas al contexto histórico**

Los años en los cuales los jóvenes fueron evaluados por los tres ciclos PISA revisten un contexto histórico peculiar en la historia reciente del Uruguay. Mientras quienes fueron evaluados en 2003 se escolarizaron en la EM durante uno de las mayores crisis económicas en la historia del país, quienes fueron evaluados en 2006 cursaron sus últimos años de Primaria y primeros de EM en contexto de crisis económica, fueron evaluados cuando el país comienza un ciclo de crecimiento económico. Por último, los jóvenes evaluados por PISA en 2009 tenían 8 años durante la crisis del 2002,



culminaron el ciclo de Primaria y comenzaron la EM en un contexto de fuerte crecimiento económico y de aplicación de un conjunto de políticas de protección social y combate a la pobreza. En este sentido, bajo el supuesto de que el contexto histórico genera condiciones de ampliación o reducción de las desigualdades en los aprendizajes, en este apartado se analizará si es posible atribuir a las diferentes coyunturas históricas y sociales de crianza y escolarización de los jóvenes evaluados por PISA en los tres ciclos algún impacto en términos de desigualdad de aprendizaje.

En este caso, las hipótesis a testear son: a) que existe diferencia significativa entre los promedios obtenidos en matemática en los ciclos PISA 2003-2006-2009 y b) de existir diferencia significativa, cuál es la proporción de la varianza explicada por el segundo nivel, y si la variación de la pendiente en la función hogar de origen y desempeño es significativamente distinta en los distintos ciclos PISA.

Para comenzar, cabe preguntarse si los puntajes han mejorado ciclo a ciclo desde 2003 a 2009, para lo cual se asume ahora en un primer nivel la varianza en los desempeños dependiente de centros e individuos, y un segundo nivel donde se incluye la varianza debido al tiempo. En la tabla 4.5 se realiza una prueba de hipótesis para testear la diferencia entre el promedio de los resultados obtenidos en matemática para cada ciclo PISA.<sup>22</sup> El hallazgo principal es que no hay diferencias significativas en los desempeños en matemática a través de los tres ciclos. Al no existir diferencias significativas en la varianza de los puntajes PISA en matemática entre ciclos, no se realizará un análisis de varianza del 2do. nivel (tiempo), debido a que no existe varianza que explicar.

**Tabla 4.5: Prueba de hipótesis sobre los promedios nacionales de matemática ciclos PISA 2003-2006 y 2009.**

	Promedio en matemática y error estándar	Diferencia	Error estándar de la diferencia	Sig.
Ciclo 2003	422 – ee: 3.29			
Ciclo 2006	426 – ee: 2.61			
Ciclo 2009	427 – ee: 2.60			
Diferencia entre 2003-2006		4	4.20	.
Diferencia entre 2003-2009		5	4.19	.
Diferencia entre 2006-2009		1	3.68	.
* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001; no significativo				
Fuente: elaboración propia en base a los informes nacionales de ANEP-PISA 2003, ANEP-PISA 2006 y ANEP-PISA 2009.				

#### 4.2.1: ¿Democratización de los resultados?

Como se analizó con anterioridad, el desempeño no ha variado significativamente entre 2003 y 2009. Aun así, un aspecto relevante a observar es si los desempeños tienen una distribución homogénea entre los jóvenes evaluados, independiente de su hogar de origen para cada uno de los ciclos. Para esto se realiza una prueba de pendientes

<sup>22</sup> PISA propone un método para estimar la significación de las diferencias donde incluso la diferencia tiene un error estándar (PISA-OCDE, 2009).

fijas contra pendientes aleatorias (véase ejemplo en apartado 4.1.3) en la relación hogar de origen y desempeño<sup>23</sup> controlando hogar de origen y tipo de centro.

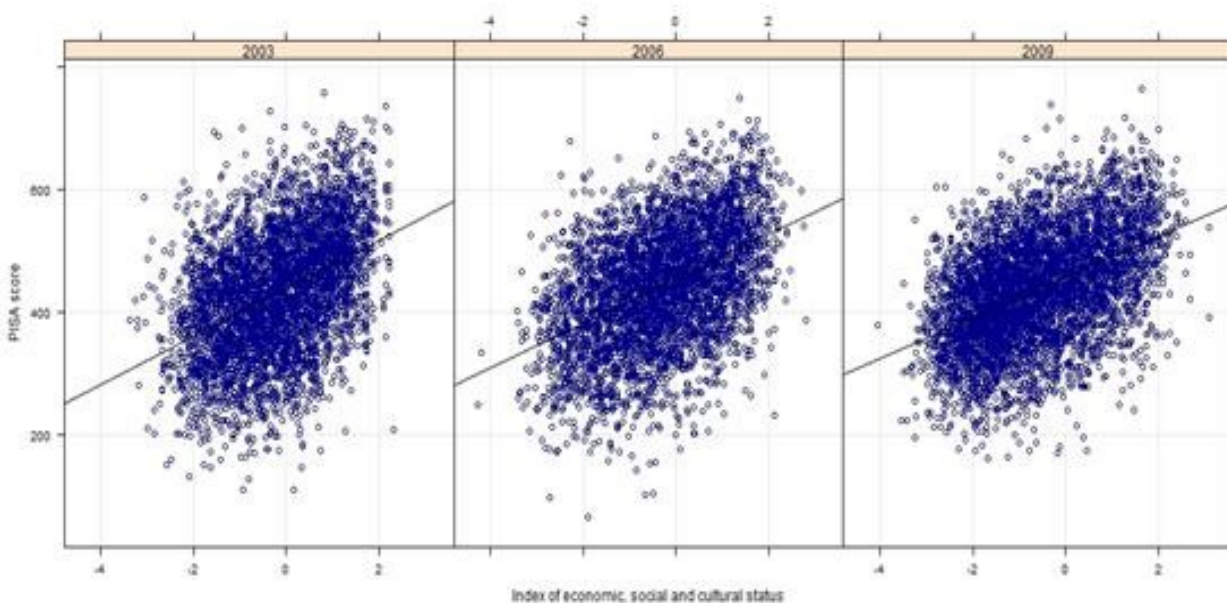
**Tabla 4.6: Prueba de "pendiente fija VS pendiente aleatoria" para los ciclos PISA sobre la función Índice de estatus económico, social y cultural/resultado PISA.**

	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
<b>Pendiente aleatoria</b>	<b>6</b>	<b>192774.50</b>	192836.20	-96397.26			
<b>Pendiente fija</b>	<b>4</b>	<b>192777.40</b>	192823.60	-96382.68	aleatoria VS fija	6.83	0.032

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuestas PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.

Lo que se observa en la tabla 4.6 (véase el indicador p-value, cuyo valor es significativo menor a 0,05) y se confirma en la pendiente del Gráfico 4.3 es que cada ciclo PISA distribuye de manera más homogénea los logros académicos en la relación hogar de origen/resultado PISA. Esto quiere decir que si bien no hay una mejora en los desempeños, hay una disminución de la brecha en los desempeños entre jóvenes provenientes de hogares de distinto estrato social.

**Gráfico 4.3. Desempeño en la evaluación de PISA según estatus económico, social y cultural del hogar de origen para 2003, 2006 y 2009 (Pendiente aleatoria)**



Fuente: elaboración propia con base a microdatos ciclos PISA 2003-2006-2009.

Los resultados arrojados por esta última prueba tienen una importancia superlativa en lo que implica la distribución equitativa de los saberes. La conclusión que estos resultados parecen mostrar es que pese a que Uruguay no ha mejorado en el ranking internacional y que no ha mejorado con respecto a sí mismo en términos de puntajes obtenidos, sí ha logrado disminuir la relación de inequidad que produce el hogar de origen en los resultados PISA. Este hecho no se debe desprender del análisis anterior, donde se observaba que la mayor fuente de varianza en los resultados obtenidos en PISA, controlando el hogar de origen, provenían de atributos individuales del joven; esto

<sup>23</sup> Para detalles del modelo ir al Anexo 6.

complejiza el panorama en términos de las posibles causas de disminución de las brechas en los desempeños en los ciclos PISA. Al momento de escribir este informe no contamos con información que nos permita dar cuenta de las causas de este efecto. Lo que sí sabemos es que este efecto se produce entre 2006 y 2009, incluso teniendo dentro de la muestra una porción de la población vulnerable que no había en 2003 y 2006 respectivamente, producto del incremento en la cobertura en EM.<sup>24</sup>

También sabemos que las diferencias entre los centros cuando se controla por hogar de origen disminuyen, es decir, en 2009 hay mayor estratificación social en los centros que en 2003 y 2006, y que esta mayor estratificación social es responsable de buena parte de la brecha generada por la varianza en los desempeños PISA 2009 a nivel de centro; por lo que la distribución más equitativa de los resultados sería difícil de atribuir a cambios dentro del sistema educativo asociados al centro educativo al que asistía en 2009.

Por tanto, si la disminución de las brechas en los desempeños se sitúa en el nivel de los individuos y familias, surgen algunas hipótesis explicativas posibles de la distribución más equitativa de los desempeños en 2009. En primer lugar, que la disminución de la brecha es un impacto producto de un conjunto de las políticas públicas desarrolladas en el período y orientadas a la inclusión y la equidad social (véase el Capítulo 1). En segundo lugar, sería un impacto de los cambios en el ciclo económico, en la medida que un ciclo económico expansivo como el experimentado desde 2004 puede haber operado en la disminución de las brechas en la estratificación social y por ende en las desigualdades en los desempeños debidos al hogar de origen. En tercer lugar, es un impacto acumulado de políticas educativas en educación inicial y primaria (por ejemplo, Plan Caif, Escuelas de Tiempo Completo, Programa Maestros Comunitarios), etc. No damos por agotadas las posibles hipótesis, tampoco consideramos que las hipótesis planteadas sean excluyentes entre sí sino más bien que puede tratarse de efectos complementarios; dejamos abiertas las puertas para ahondar en futuras investigaciones.

---

<sup>24</sup> La primera parte de este informe se ocupa de dar cuenta del incremento sostenido en la cobertura de educación media en los últimos 50 años.

## **Capítulo 5: El impacto de las desigualdades de los aprendizajes a lo largo del curso de vida**

Como tercer objetivo la investigación se propuso indagar el impacto de las desigualdades en los aprendizajes sobre las trayectorias educativas de manera intertemporal sobre el curso de vida de las personas. Como se mencionó anteriormente, la calidad de los aprendizajes es una dimensión que condiciona los desempeños educativos observados en un momento del tiempo, y a largo plazo impacta sobre las trayectorias académicas seguidas. Por otra parte, a nivel individual los resultados educativos impactan sobre el acceso al bienestar de las personas a lo largo de su curso de vida, en tanto las credenciales educativas habilitan el acceso a circuitos del bienestar como las transferencias públicas (por ejemplo, asignaciones familiares), el mercado de trabajo y la seguridad social (a través del mercado de trabajo formal).

En los capítulos anteriores se analizó el efecto de la temporalidad sobre diferentes cohortes a las cuales se observó en un momento dado del tiempo, para establecer comparaciones sobre las cuales establecer los efectos de la evolución histórica sobre los indicadores. En esta etapa, se propone analizar la temporalidad asociada al curso de vida de una cohorte, observando la relación entre el desempeño en un momento del tiempo y el impacto del mismo en la definición de una trayectoria educativa posterior.

El supuesto central del que partimos es que las desigualdades de aprendizaje evidenciadas en un momento del tiempo son el resultado de los efectos acumulativos de desigualdades que se producen a lo largo del curso de vida. Es así que las diferencias en los aprendizajes que se analizaron en el capítulo anterior para la cohorte de estudiantes evaluados por PISA en 2003 no solamente pueden describirse en términos de resultado de un proceso educativo sobre el que impactaron elementos macro, meso y micro sociales, sino que además pueden ponerse en relación con la trayectoria educativa.

### **5.1: Condiciones históricas de escolarización de la cohorte evaluada por PISA en 2003.**

Un primer aspecto que es posible introducir en el análisis de las desigualdades en las oportunidades de aprendizaje de esta cohorte es la coyuntura histórica en la que tuvo lugar su escolarización. La cohorte evaluada por PISA en 2003 se socializó y recibió su escolarización primaria durante la segunda mitad de la década de los 90, la cual estuvo pautada en la evolución económica y social del país, por un proceso de apertura económica y comercial (cuyo momento más sobresaliente fue la firma del tratado de integración del MERCOSUR en 1991) que significó un repliegue de la intervención estatal en la economía y una liberalización de la acción de los agentes de mercado. Todo el periodo se caracterizó por un debilitamiento de la protección social estatal (en particular en materia de regulación del mercado de trabajo y en la provisión de servicios de seguridad social), por lo cual el modelo de crecimiento estuvo acompañado de un incremento de la desigualdad y un aumento de las condiciones de pobreza, en particular entre los niños y adolescentes.<sup>25</sup> Asimismo, en el año 2003, que marca el inicio de la EM

---

<sup>25</sup> Ello pese a que como se analizó en el capítulo 1, la política educativa del período estuvo dirigida hacia los sectores vulnerables. Sin embargo, el repliegue de la intervención del Estado en la protección social tiene como consecuencia que esta, que no puede suprimirse en su

superior (al menos en términos normativos) para la cohorte, se produjo en un contexto de crisis económica, precarización de las condiciones de empleo de los individuos y una disminución del bienestar de los hogares. Por último, el año 2007, que oficia como límite de nuestra ventana de observación, muestra algunos signos de recuperación en la actividad económica, en el mercado de empleo y en los ingresos de los hogares.

Estos elementos de coyuntura histórica permitirán situar en el curso de vida de los jóvenes una serie de condicionantes de tipo estructural con impacto sobre las desigualdades en los aprendizajes, así como en sus consecuencias posteriores. Si bien en el apartado anterior se encontró un efecto modesto de la coyuntura histórica (al menos la coyuntura reciente) sobre los desempeños de cohortes escolarizadas y evaluadas en diferentes momentos del tiempo, en este apartado la temporalidad histórica se introduce como un atributo común, compartido de manera transversal por quienes pertenecen a una misma generación de nacimiento (en este caso 1987-1988).

## **5.2: Descripción de las trayectorias educativas de la cohorte PISA 2003**

Una primera aproximación a las trayectorias educativas seguidas por los jóvenes evaluados por PISA en 2003 consiste en la descripción del tipo de trayectoria (es decir, si acredita o no la EM cinco años después) y los calendarios asociados a dichas trayectorias.

La relevancia del estudio de los calendarios implica reconocer que los eventos que marcan cambios en las posiciones sociales que ocupan los individuos no se producen en el vacío, sino que son histórica y socialmente situados (Elder, 1998). De allí la importancia de los efectos que ejercen las instituciones sociales sobre ellos. Una perspectiva sobre la homogeneidad de los cursos de vida es la teoría de la institucionalización o normativa, la cual define el modo en que las reglas legales u organizacionales definen la organización social y temporal de las vidas humanas (Macmillan, 2005). La mirada se centra en el análisis de una secuencia de roles, a partir de la cual se define la identidad del individuo como pérdida de ciertos roles vinculados a la niñez y la adolescencia (momento de moratoria social), y la asunción de nuevos roles que corresponden al mundo adulto. El supuesto más fuerte de esta teoría es que los eventos que marcan la transición al estado propio de la vida adulta (estos son, la salida del sistema educativo, el ingreso al mercado de trabajo, el abandono del hogar de origen, la constitución de pareja y el nacimiento del primer hijo), son irreversibles y determinan una secuencia lineal. Desde esta perspectiva, el pasaje por el sistema educativo define fuertemente una secuencia normativa y temporal que se encuentra dada por la obligatoriedad de completar un nivel educativo mínimo, la duración proyectada del ciclo escolar y la aprobación del nivel como evento que marca el cambio de rol de estudiante como primer hito en la asunción de un rol de carácter adulto. Se asume que esta secuencia tiene características homogéneas para los jóvenes como grupo etario (Wooley, 2005) (Saraví, 2009).

La teoría normativa resulta una aproximación adecuada a la experiencia de transición a la adultez de algunos jóvenes. Sin embargo, se critica la suposición de que las reglas institucionales y organizacionales tienen el mismo poder de imposición sobre los

---

totalidad, se restringe a una población en alguna dimensión vulnerada. Es así que el alcance de las políticas sociales pasa del universalismo a la focalización (Bentancur, 2008).

individuos, sin considerar las limitaciones que sobre la vida humana presentan los soportes materiales, las rutinas inconscientes, el espacio y el tiempo.

La trayectoria de un individuo no ocurre en el vacío, sino en relación con el lugar y el tiempo en que le tocó vivir, que puede definirse como una temporalidad social que implica desigualdades en las formas en que el espacio y el tiempo intervinieron en la socialización, limitando o favoreciendo la ocurrencia de ciertos eventos (Mora & De Oliveira, 2009). En este sentido, habría procesos por los cuales estados específicos o eventos y la secuencia en los que ocurren devienen más universales para una población o su temporalidad deviene más uniforme (Macmillan, 2005). En virtud de estos procesos, ocurre un desigual ajuste de ciertos individuos o grupos a las normas y tiempos normativos. En esta perspectiva denominada estandarización, el tránsito por el sistema educativo es desigual en términos de temporalidades, secuencias y resultados.

Como se desprende de lo antedicho, la heterogeneidad de los calendarios es una dimensión central de las desigualdades en las trayectorias, en la medida que estas se encuentran fuertemente pautadas por el calendario fijado institucionalmente, según el cual la trayectoria educativa se encuentra constituida por cierta secuencia de eventos (inicios de nivel, pasajes de grado, acreditación del nivel) que ocurren en edades modales y de manera relativamente lineal e ininterrumpida. Sin embargo, existen antecedentes que señalan que, por ejemplo, en el caso de la EM superior, solo 1 de cada 3 jóvenes siguen trayectorias carentes de eventos que puedan impactar sobre el calendario seguido (por ejemplo, la repetición, el stop-out, el abandono o la no inscripción), lo cual implica un fuerte desfase entre la trayectoria normativa ideal y la heterogeneidad de las trayectorias efectivamente seguidas.

### **5.3: Descripción de las trayectorias y calendarios de la acreditación de la EM.**

Lo primero que interesa describir es el tipo de trayectorias educativas de los jóvenes entre 2003 y 2007 en términos de acreditación de la EM y los calendarios en que ella se produce, a partir de un conjunto de variables de hondo impacto sobre las trayectorias, que se dividen en tres tipos: demográficas y relacionadas con la transición a la adultez (Cardozo & Iervolino, 2009) (Ciganda, 2008); académicas, relacionadas con las experiencias y los aprendizajes dentro del sistema educativo (Fernandez & Boado, 2010) (Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis, & Ecob, 1988), y estructurales, relacionadas con las condiciones sociales del hogar de origen (Boudon, 1973) (Bourdieu & Passeron, 1964). La tabla 5.1 describe las variables que se utilizaran a lo largo de todo el capítulo.

<b>Tabla 5.1: Operacionalización de las variables de análisis para la muestra panel PISA-L 2003-2007.</b>		
<b>Concepto</b>	<b>Descripción</b>	<b>Valores</b>
Trayectoria educativa observada en 2007	Trayectoria educativa seguida por el joven entre la prueba PISA en 2003 y 2007.	1 acreditación, 2 rezago, 3 desafiliación
Categoría ocupacional	Clasificación Nacional Unificada de Ocupaciones 1995 de Uruguay que aplica la pauta ISCO 1988 de la OIT).	1 para clase no manual calificada, 2 clase no manual no calificada, 3 clase manual calificada, 4 clase manual no calificada
Mujer	Sexo	0 para varón y 1 para mujer.
Estrato PISA	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 en la cual vivían los jóvenes al ser evaluados en PISA 2003 <sup>26</sup>	Regionalización(Veiga, 2010). Divide el territorio en 7 regiones en virtud de un análisis de clúster de departamentos agrupados según indicadores de modernización a) diversificación socioeconómica, b) inmigración, c) educación, d) agro exportación y e) variación del empleo industrial.	1 Montevideo, 2 Nor-este, 3 Canelones, 4 Colonia, 5 Litoral, 6 Centro-este, y 7 Maldonado
Trabajo durante mientras cursaba	Iniciación laboral del joven durante los años que declara cursar EM	0 si no trabaja durante los años que declara cursar EM y 1 se trabaja durante los años que declara cursar EM.
Tipo de centro 2003	Sector institucional del centro al que asistía en 2003	1 para centros públicos, valor 2 para centros privados, y valor 3 para UTU.
Emancipación	Emancipación del hogar de origen entre 2003 y 2007	0 si no se emancipó en el período y 1 si se emancipó.
Rezago	Rezago al momento de ser evaluados por PISA	1 cuando el joven estaba rezagado y valor 0 cuando no estaba rezagado.
Tenencia de hijos	Tenencia de hijos entre 2003 y 2007	Si no tuvo hijos en el período y valor 1 si tuvo hijos.
Conyugalidad	Conyugalidad entre 2003 y 2007	0 si no convivió con pareja en el período y valor 1 si convivió con pareja.
Entorno centro 2003	Entorno sociocultural de centro. 2 dimensiones: ocupacional/económica, cultural/educacional	1 para entorno muy desfavorable, valor 2 para entorno desfavorable, valor 3 para entorno medio, valor 4 para entorno favorable y valor 5 para entorno muy favorable.

Fuente: Elaboración propia.

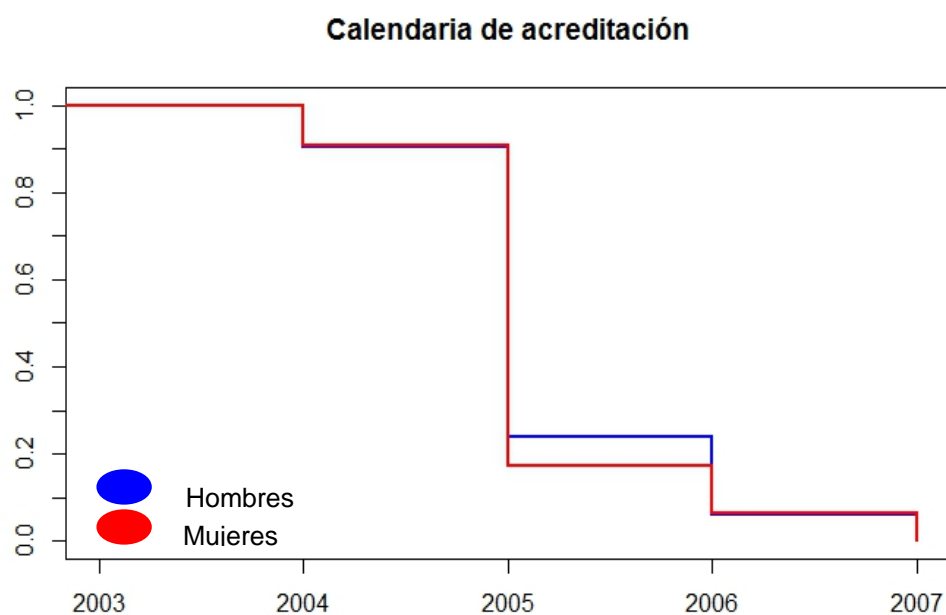
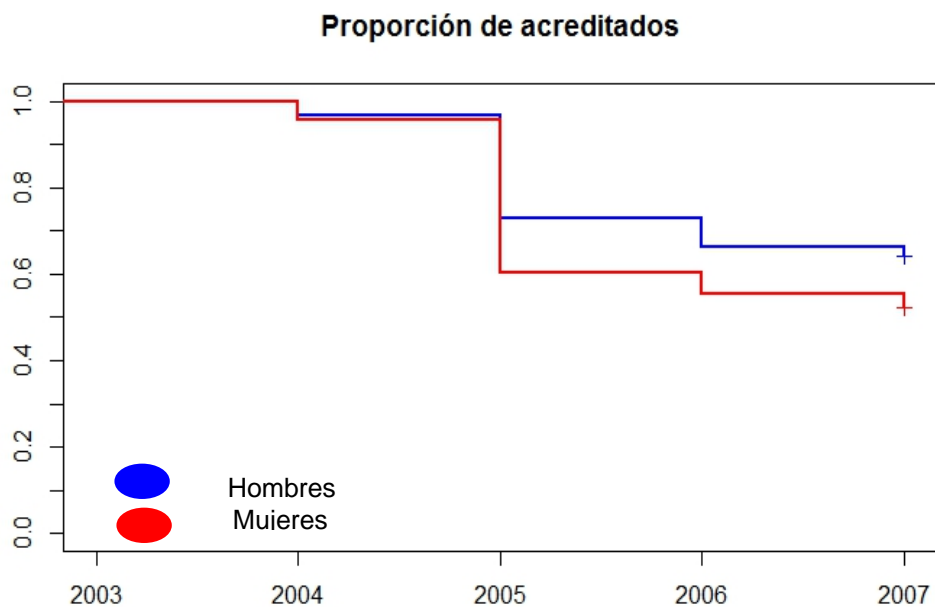
<sup>26</sup> La primera encuesta a jóvenes evaluados por PISA 2003 no se realizó pensando en el factor migración. Hay al menos dos problemas en determinar esta condición: primero que el departamento del centro educativo no necesariamente es el mismo donde vive el joven. Esto se vio por ejemplo en La Paz, Abayubá, Las Piedras, Colón, Costa de Oro, Carrasco, Paso Carrasco, donde los jóvenes iban a centros educativos de Montevideo o Canelones independiente de donde vivieran. El segundo problema radica en que la condición de migración es una de las variables por las cuales fue significativa la no respuesta, es decir, aquellos que migraron fueron más difíciles de encontrar, por lo cual la estimación sobre migrados estaría sesgada.

Para describir las trayectorias se utilizará una forma de análisis de supervivencia que permite introducir el tiempo como variable independiente explicativa de la ocurrencia de un evento que conceptualmente se considera significativo sobre la vida de un individuo (Blossfeld, Golsh, & Rohwer, 2007) (Solís, 2013). Mediante la técnica Kaplan Meier (Kaplan & Meier, 1958), se observarán la intensidad y el calendario del evento de acreditación del bachillerato. Se eligió este evento porque marca la finalización de la escolarización obligatoria consagrada por la Ley de Educación de 2008, por lo cual adquiere relevancia tanto desde el punto de vista de la política (en tanto objetivo de la política educativa), como desde el punto de vista del curso de vida del individuo.

El grafico 5.1 permite observar la proporción total de jóvenes que acreditó el bachillerato por sexo. Mientras las mujeres, al cabo de 4 años, acreditaron aproximadamente en un 48%, los hombres lo hicieron en un 36%. El primer año de acreditación es en 2004, año desde el cual ya se comienza a ver la brecha de género en favor de las mujeres, ampliándose en 2005 y manteniéndose en 2006 y 2007.



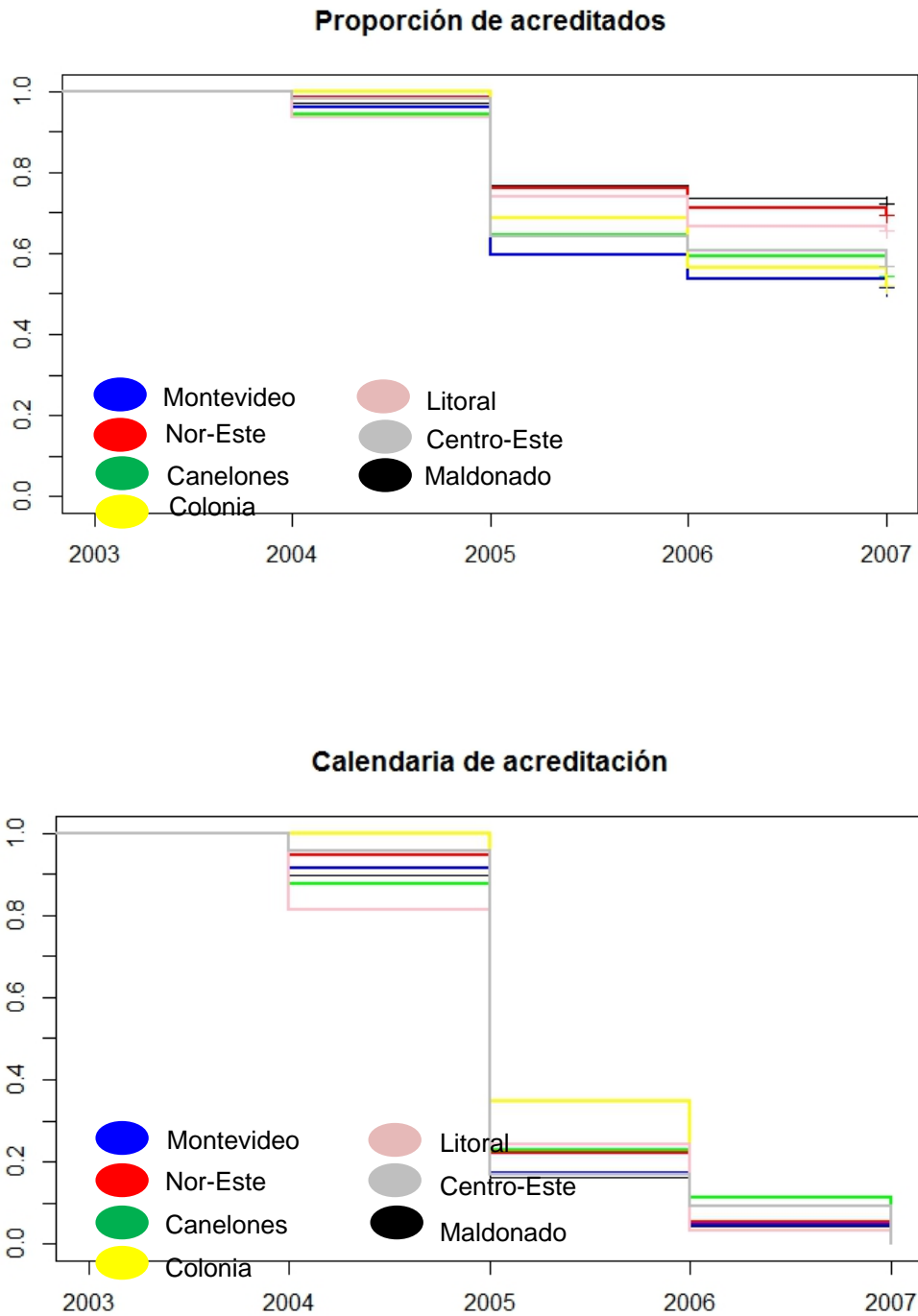
## 5.1. Intensidad y calendario de acreditación de bachillerato para hombres y mujeres



Fuente: Elaboración propia en base a encuesta PISA-L 2003-2007

También se puede observar los tiempos de la acreditación para hombres y mujeres, de todos aquellos que acreditaron el bachillerato. Nuevamente las mujeres acreditan con mayor velocidad, acumulando mayor proporción de mujeres por cada año desde 2004 a 2007. Por lo cual la brecha de género en la acreditación no solo se manifiesta en forma de stock, sino también en el calendario de la acreditación.

**Grafico 5.2: Intensidad y calendario de acreditación de bachillerato por región**



Fuente: Elaboración propia en base a encuesta PISA-L 2003-2007

Un segundo aspecto de interés para identificar los calendarios tiene que ver con la existencia de desigualdades territoriales y su potencial impacto sobre las edades a las que se producen ciertos eventos educativos. Si bien desde el punto de vista de la evolución histórica se ha evidenciado una tendencia a la convergencia en términos de acceso y acreditación de la EM (Capítulo 3), resulta relevante indagar si dicha convergencia tiene su correlato sobre las trayectorias educativas al observar los

calendarios, o si por el contrario, la temporalidad de la acreditación se encuentra mediada por las oportunidades o restricciones que introduce el territorio (por ejemplo, en términos de incentivos hacia la acreditación derivadas de las características del mercado de trabajo o la oferta de educación de nivel terciario, entre otras posibles).

En tal sentido, los antecedentes sugieren desigualdades del calendario (al menos en el caso del interior en comparación con Montevideo) en eventos como el acceso al primer empleo, la emancipación del hogar de origen, la conyugalidad y la tenencia de hijos, los cuales ocurren de manera más temprana en las regiones del norte y litoral y más tardíamente en el sur (Ciganda, 2008).

Antes de proceder al análisis es necesario considerar que el indicador de territorio es un proxy a partir de la información del territorio en que se encontraba el centro al que concurría el joven en 2003. Es una variable proxy en tanto es posible que los jóvenes concurren a centros ubicados en una localidad distinta a la de residencia. Si bien este aspecto es de consideración, se encuentra acotado geográficamente al área Metropolitana de Montevideo, en zonas de Ciudad de la Costa en Canelones y en el departamento de San José. Por otra parte, como se mencionó anteriormente, el efecto de la migración exige cautela en la asignación de los efectos del territorio sobre la trayectoria, ya sea por sobreestimación o subestimación de los resultados educativos al no incluir a los migrantes.

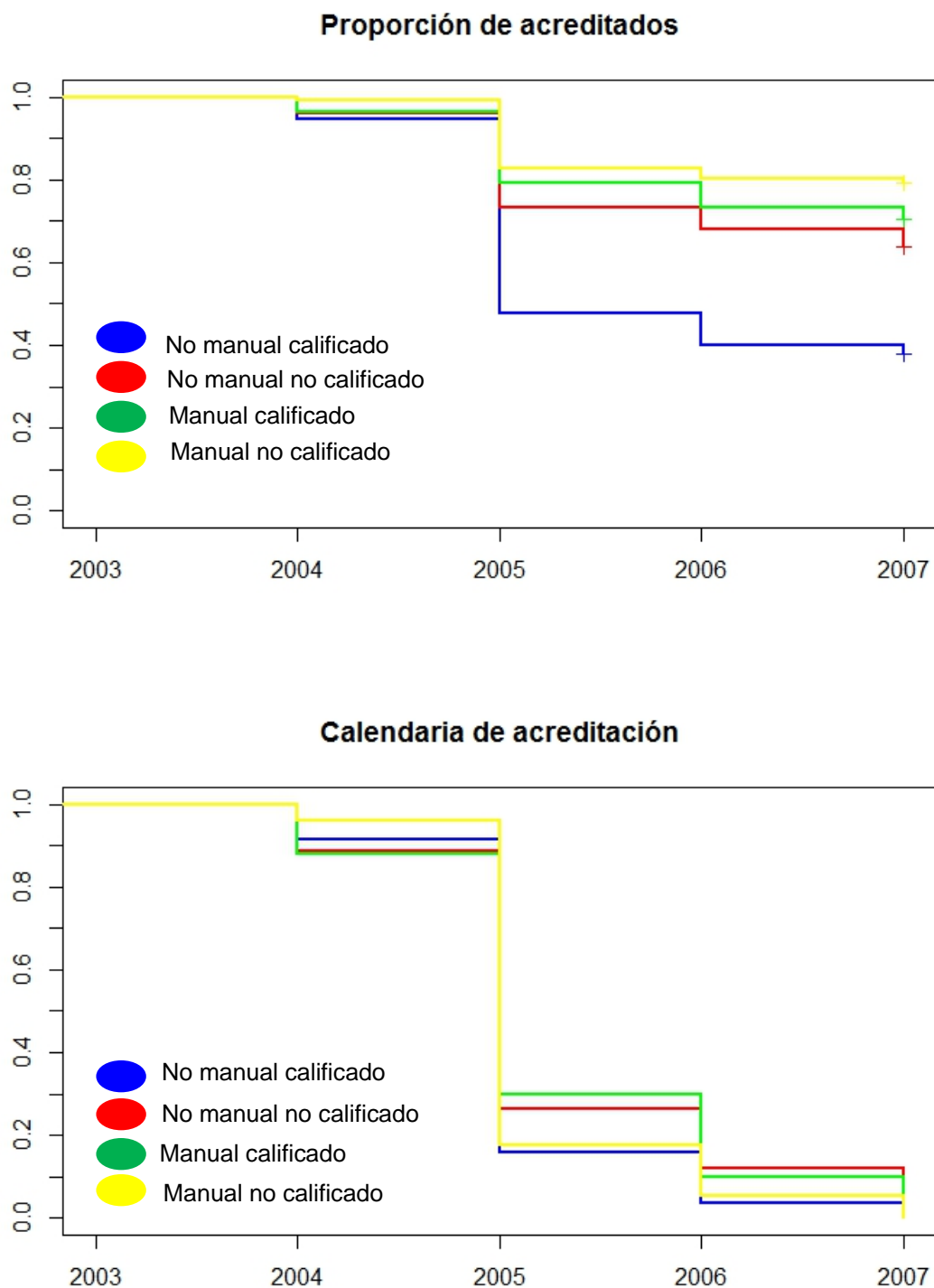
Teniendo en cuenta lo anterior, a partir del Gráfico 5.2 es posible afirmar que efectivamente existen diferencias regionales en términos de stock. Mientras al cabo de 4 años los jóvenes que cursaban en Montevideo acreditan en un 49% de los jóvenes, en Maldonado apenas lo hace un 28%. En relación a los calendarios, entre aquellos que acreditaron en cada región se observa que la región Litoral es donde antes acredita su población, mientras que en la región donde más demoran es Colonia desde 2004 a 2006, y Canelones en 2007.

En un tercer clivaje estructural, interesa analizar las desigualdades en las trayectorias y calendarios relacionadas al hogar de origen. Al observar el gráfico 5.3 observamos la proporción de acreditados por categoría ocupacional del hogar de origen. Observamos el peso del hogar de origen en la proporción de acreditados; mientras los hijos de trabajadores no manuales calificados acreditan en un 62% al cabo de 4 años de trayectoria, los hijos de trabajadores manuales no calificados acreditan en un 21%. Observando lo que ocurre en el transcurso de esos 4 años con el stock de la acreditación, observamos que año a año la brecha entre los hijos de trabajadores no manuales calificados se incrementa en relación a los hijos de las otras categorías ocupacionales. La brecha entre las demás categorías ocupacionales también se incrementa.

Observando el calendario de acreditación, entre los que acreditan, desde el 2004 al 2005 los que acreditan con mayor velocidad son los hijos de trabajadores manuales calificados, por el resto del periodo, desde 2005 a 2007 los más rápidos son los hijos de los trabajadores no manuales calificados. Los más lentos por su parte varía año a año, siendo en 2004 los hijos de trabajadores manuales no calificados, en 2005 los hijos de trabajadores manuales calificados, y en 2006 los hijos de trabajadores no manuales no calificados. Es de destacar el efecto calendario de los hijos de trabajadores manuales calificados, quienes en el primer momento son los más rápidos en acreditar, para luego ser los más lentos. Esto puede implicar una estrategia utilitarista donde cada año de

rezago presenta un costo más elevado a ser asumido por el estudiante y su familia (Breen & Goldthorpe, 1997).

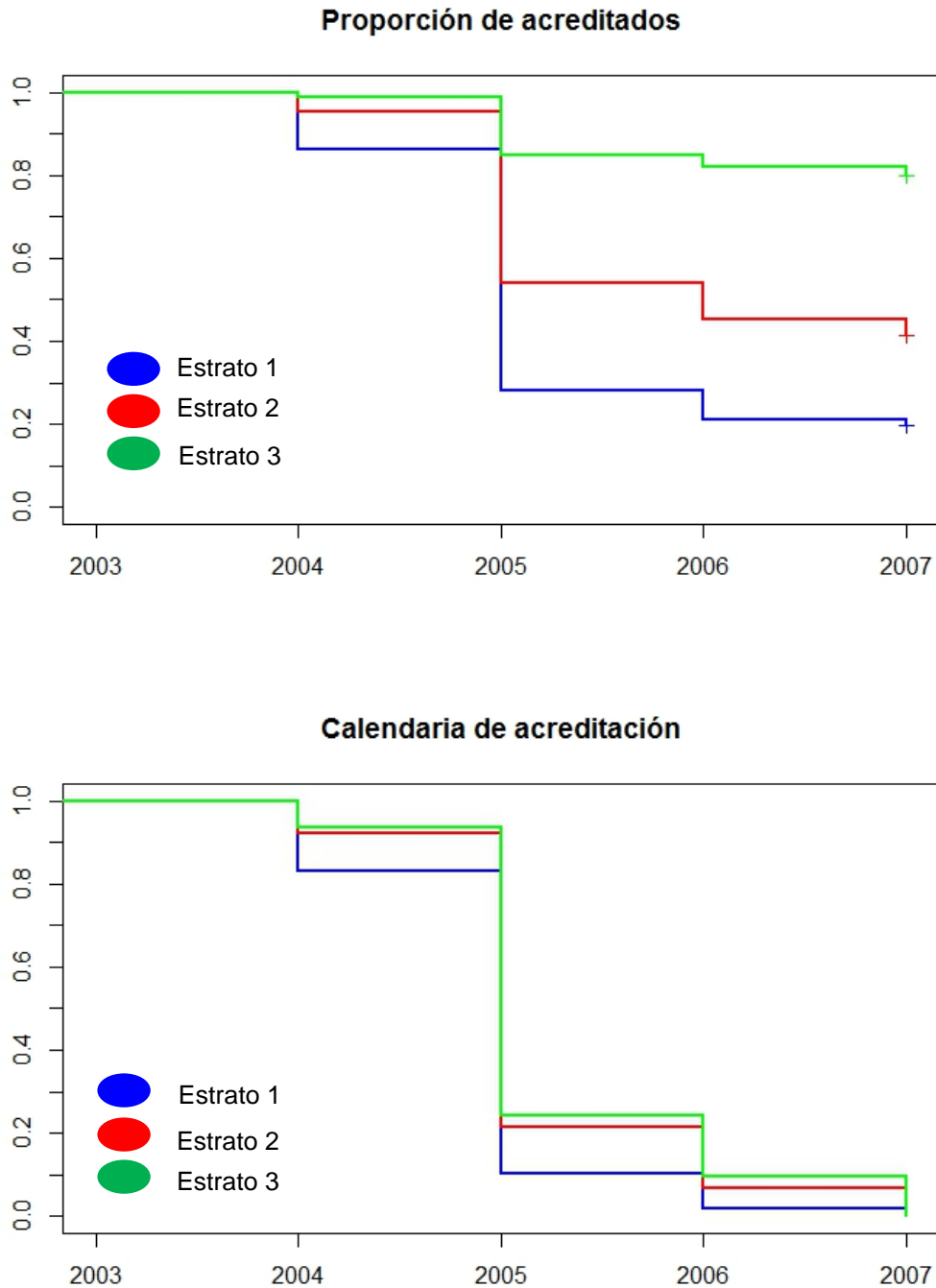
**Grafico 5.3: Intensidad y calendario de acreditación de bachillerato por estratificación del hogar de origen.**



Fuente: Elaboración propia en base a encuesta PISA-L 2003-2007

Los antecedentes evidencian enormes desigualdades en los desempeños (medidos a través de los resultados de las pruebas PISA), así como en las trayectorias académicas seguidas (por ejemplo a partir de la ocurrencia de eventos académicos que comportan riesgo de abandono o desafiliación) según el entorno sociocultural del centro educativo (Fernandez & Boado, Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes del Uruguay, 2010) (Menese, 2012) (Ríos González, 2012).

**Grafico 5.4. Intensidad y calendario de acreditación de bachillerato por estrato PISA**



Fuente: Elaboración propia en base a encuesta PISA-L 2003-2007

Como se puede observar en el gráfico 5.4, los calendarios de acreditación presentan variaciones según el desempeño en la prueba de matemática de PISA en 2003, en el sentido esperado según los antecedentes. Es así que a mayor nivel de desempeño observado en la prueba de matemática el calendario es más ajustado respecto al tiempo normativo. Es así que el 90% de los jóvenes de mayor desempeño acreditaron entre 2005 y 2006. Por el contrario, entre los jóvenes de menor desempeño, se observa aproximadamente un 10% de las acreditaciones se producen entre 2006 y 2007, es decir, con rezago.

En términos de stock, el desempeño en PISA presenta la mayor fuente de desigualdad, mayor incluso que la categoría ocupacional del hogar de origen. Al cabo de 4 años el 80% del estrato 1 acreditó el bachillerato, el 59% del estrato 2 y apenas el 20% del estrato 3. Cuando se observan los stocks de acreditación año a año la brecha entre estratos se incrementa.

#### **5.4: Condicionantes de las trayectorias educativas seguidas por los jóvenes de la cohorte evaluada por PISA en 2003**

En este apartado se analizará de manera multivariada cuáles de los atributos presentados de manera descriptiva en el apartado anterior efectivamente condicionan las trayectorias educativas. Como se explicitó anteriormente, detrás de un mismo tipo de trayectoria educativa es posible identificar una importante heterogeneidad de los calendarios según variables de estratificación, variables de nivel de centro y variables de trayectoria individual. Ello implica que si bien el calendario normativo (es decir, aquel sobre el cual se encuentra organizada la EM) continúa siendo el que mayoritariamente se observa en la población, se encuentra lejos de ajustarse al calendario seguido por una proporción significativa de jóvenes. El desfase de la trayectoria académica respecto a la pauta normativa es un factor de creciente incertidumbre sobre la posibilidad de acreditar la EM (Fernández, 2009) (Ríos González, 2012) (Menese, 2012).

En términos analíticos se definieron tres tipos de trayectorias educativas posiblemente observables entre los jóvenes evaluados por PISA en 2003 a sus 19 o 20 años (esto es, en 2007). Una primera trayectoria posible es aquella en la cual el joven acreditó la EM superior, ya sea siguiendo una trayectoria normativa o con algún grado de rezago, no obstante lo cual ha finalizado el nivel al momento de la observación. Un segundo tipo de trayectoria posible es aquella en la cual el joven permanece afiliado y se encuentra en proceso de acreditación de la EM, aunque con rezago respecto a la edad normativa prevista para la finalización del nivel. Finalmente, el tercer tipo de trayectoria posible es considerada en términos de vulnerabilidad por sus implicancias sobre el bienestar presente y futuro de quien la experimenta. Se trata de trayectorias de desafiliación de la EM superior sin haber acreditado el nivel y, por ende, con una acumulación educativa insuficiente para una incorporación plena en el mercado de trabajo que garantice la permanencia por fuera del círculo de la pobreza (Fernandez, Tabaré; Cardozo, Santiago; Pereda, Cecilia; , 2010). Entre los tres tipos de trayectorias se supone un gradiente de riesgo en el cual la que implica desafiliación constituye la más vulnerable, mientras la de acreditación la menor vulnerabilidad y mayor integración social.

Bajo el supuesto anterior se planteó la identificación de los condicionantes para cada tipo de trayectoria mediante una regresión logística multinomial<sup>27</sup> en la cual la variable

---

<sup>27</sup> Por detalles del modelo remítase al Anexo 8.

dependiente, el tipo de trayectoria, asume las categorías expuestas anteriormente, mientras que las variables independientes consideradas se pueden agrupar a grandes rasgos como: a) variables estructurales a los 15 años (son aquellas que caracterizarían las condiciones de la escolarización media y que están dadas por condiciones independientes de la agencia individual, se consideran la clase social del hogar de origen, la región y el género), b) variables de nivel meso de los centros educativos a los que el joven asistía a los 15 años (se consideran el entorno sociocultural del centro y el tipo de centro), c) variables de nivel individual (competencias desarrolladas, trayectoria educativa seguida hasta 2003) y d) variables asociadas a la transición (son aquellas variables que se relacionan con la ocurrencia de eventos que pautan la transición a la vida adulta, tanto en la esfera pública como privada; se incluyen en el análisis la emancipación, la conyugalidad, la tenencia de hijos y la iniciación de la trayectoria laboral).

La elección por un modelo logístico multinomial responde a dos criterios, uno metodológico y otro teórico. El criterio metodológico consideró que utilizar una variable dependiente dicotómica simplifica las probabilidades de acreditación como una probabilidad y su complemento (es decir, la probabilidad de no acreditar). Se consideró que el escenario de la no acreditación al momento de la observación es complejo, pudiendo configurarse trayectorias de extrema vulnerabilidad (dada por la desafiliación) y de una vulnerabilidad potencial, dada por el rezago, que puede o no traducirse en desafiliación.

En este sentido, el universo de trayectorias posibles se encuentra marcado por:

$$\Pr(\text{acreditación}) + \Pr(\text{desafiliación}) + \Pr(\text{rezago}) = 1$$

La razón teórica para la utilización de un modelo de regresión logística multinomial es el supuesto de que las variables de control tienen diferente significación en cada resultado posible, es decir, los condicionantes de una trayectoria acreditación no necesariamente son los mismos condicionantes de otra. En términos del modelado de las probabilidades, la regresión implica la definición de una categoría de referencia en función de la cual se definen las probabilidades restantes. Formalmente:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\Pr(\text{desafiliación})}{\Pr(\text{acreditar})}\right) &= \beta_{10} + \beta_{11}(\text{categoria ocupacion del hogar de origen}) + \beta_{12}(\text{mujer}) \\ &+ \beta_{13}(\text{estrato PISA}) + \beta_{14}(\text{region}) + \beta_{15}(\text{trabajar mientras estudia}) \\ &+ \beta_{16}(\text{tipo de centro}) + \beta_{17}(\text{haberse emancipado}) \\ &+ \beta_{18}(\text{rezagado en 2003}) + \beta_{19}(\text{conyugalidad}) \\ &+ \beta_{120}(\text{entorno de centro}) + \beta_{12}(\text{paternidad/maternidad}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Log}\left(\frac{\Pr(\text{rezago})}{\Pr(\text{acreditar})}\right) &= \beta_{10} + \beta_{11}(\text{categoria ocupacion del hogar de origen}) + \beta_{12}(\text{mujer}) \\ &+ \beta_{13}(\text{estrato PISA}) + \beta_{14}(\text{region}) + \beta_{15}(\text{trabajar mientras estudia}) \\ &+ \beta_{16}(\text{tipo de centro}) + \beta_{17}(\text{haberse emancipado}) \\ &+ \beta_{18}(\text{rezagado en 2003}) + \beta_{19}(\text{conyugalidad}) \\ &+ \beta_{120}(\text{entorno de centro}) + \beta_{12}(\text{paternidad/maternidad}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Log} \left( \frac{\text{Pr}(\text{acreditación})}{\text{Pr}(\text{desafiliación})} \right) &= \beta_{10} + \beta_{11}(\text{categoria ocupacion del hogar de origen}) + \beta_{12}(\text{mujer}) \\ &+ \beta_{13}(\text{estrato PISA}) + \beta_{14}(\text{region}) + \beta_{15}(\text{trabajar mientras estudia}) \\ &+ \beta_{16}(\text{tipo de centro}) + \beta_{17}(\text{haberse emancipado}) \\ &+ \beta_{18}(\text{rezagado en 2003}) + \beta_{19}(\text{conyugalidad}) \\ &+ \beta_{120}(\text{entorno de centro}) + \beta_{12}(\text{paternidad/maternidad}) \end{aligned}$$

El criterio seguido para la introducción de las variables independientes que inciden sobre la ocurrencia del evento es un criterio teórico y no estadístico; esto quiere decir que se introdujeron todas las variables que la bibliografía reporta como relevantes, más allá de que en la etapa de análisis bivariado su efecto no resultase significativo (Hosmer & Lemershow, 1989).

Un primer aspecto que interesa señalar a partir de los datos de la tabla 5.2 es que es posible identificar tres perfiles diferenciados relacionados a cada tipo de trayectoria educativa. Estos perfiles permiten establecer cuáles son los atributos que específicamente impactan sobre la acreditación y diferenciarlos de aquellos que impactan sobre las restantes trayectorias. En tal sentido, se identifican efectos de clase social, de género, regionales, de la transición (emancipación y paternidad), del calendario (rezago) y de los centros educativos (entorno) sobre la acreditación.

Un segundo aspecto a resaltar es aquel que observa diferencia en la significación de las variables independientes para cada trayectoria. Específicamente el trabajar mientras se cursa es una variable significativa que explica la desafiliación y la acreditación, pero no así el rezago; es decir, el trabajar y estudiar simultáneamente no incrementa ni disminuye la probabilidad de que un joven se rezague. Quienes están rezagados no lo están por trabajar mientras estudian.

Lo mismo ocurre con la emancipación: incrementa la probabilidad de desafiliarse, disminuye la probabilidad de acreditar, pero no es significativa en la probabilidad de rezago. Quienes están rezagados no lo está por haberse emancipado.

En relación al tipo de centro al cual asistía cuando fue evaluado por PISA en 2003, asistir a la UTU disminuye la probabilidad de rezagarse, pero no es significativo ni a los efectos de la acreditación ni de la desafiliación.

Por último, hay que observar la persistencia de algunos factores escolares incluso 5 años después de haber operado. El entorno de centro en el cual fue evaluado, el tipo de centro, si llegó rezagado a ser evaluado y la categoría ocupación de sus padres son factores que persisten en sus resultados académicos más allá del día de la prueba PISA. Incluso los resultados de la prueba PISA parece ser un buen predictor de trayectorias. Esto llama a prestar atención a PISA como indicador, y al mismo tiempo a considerar los factores que generan desigualdades educativas en los centros. Su impacto se observa incluso años después.



Tabla 5.2: Modelo logístico multinomial: acreditación, desafiliación y rezago.						
	Desafiliación en relación a acreditación		Rezago en relación a acreditación		Acreditación en relación a desafiliación	
	Coficiente	Sig.	Coficiente	Sig.	Coficiente	Sig.
Categoría ocupacional						
No manual no calificado	0.77	***	0.58	**	-0.77	***
Manual calificado	0.54	**	0.60	**	-0.54	**
Manual no calificado	1.17	***	0.66	**	-1.17	***
Mujer	-1.11	***	-1.12	***	1.11	***
Estrato PISA						
Estrato 2	0.66	**	0.97	***	-0.66	*
Estrato 3	1.64	***	2.13	***	-1.64	***
Región						
Nor-este	-0.25	.	-0.50	.	0.25	.
Canelones	-0.72	**	-0.72	***	0.72	***
Colonia	-0.91	*	-1.28	***	0.91	*
Litoral	-0.92	***	-0.99	***	0.92	***
Centro-este	-1.02	***	-1.10	***	1.02	***
Maldonado	-0.08	.	-0.09	.	0.08	.
Haber trabajado mientras cursaba	1.05	***	0.16	.	-1.05	***
Tipo de centro						
Privado	-0.68	.	-0.50	.	0.68	.
Técnico	-0.47	.	-0.53	*	0.47	.
Emancipado	1.26	**	0.85	.	-1.26	**
Rezago	2.78	***	2.11	***	-2.78	***
Paternidad/maternidad	1.61	***	1.69	***	-1.61	***
Conyugalidad	-0.54	.	-0.74	.	0.54	.
Entorno de centro 2003						
Desfavorable	-0.52	.	-0.67	.	0.51	.
Medio	-0.59	.	-0.96	**	0.59	.
Favorable	-1.51	***	-1.24	**	1.51	***
Muy favorable	-3.30	***	-2.47	***	3.30	***
Constante	-0.75	.	-0.41	.	0.75	.
* p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001; no significativo.						
Fuente: elaboración propia en base a panel PISA-L 2003-2007. Base ponderada.						

## 5.5: Impactos potenciales de la política social sobre las trayectorias educativas

En el apartado anterior se analizaron los condicionantes de las trayectorias educativas desde una perspectiva longitudinal retrospectiva, identificando efectos de variables de

nivel estructural, mesosocial e individual sobre las probabilidades de seguir trayectorias de acreditación, rezago o desafiliación de la EM superior. Dicha estrategia de análisis responde a un objetivo explicativo. A continuación se propone avanzar en una línea de análisis desde una óptica prospectiva, según la cual se establece una serie de escenarios potenciales de política social (en sentido amplio), indagando las implicancias de cada escenario sobre el objetivo de universalización de la acreditación de la EM Superior.

El supuesto central para esta etapa de análisis es que las desigualdades en las trayectorias educativas pueden ser mitigadas desde la política social a partir de intervenciones orientadas a la transformación dentro del sistema educativo o de alcance institucional más general (acceso al mercado de trabajo y acceso al bienestar) en que se sitúan social e históricamente las secuencias de eventos vitales de la transición (Filardo, 2010).

Si bien es posible admitir un tercer grupo de intervenciones de política, orientada a producir cambios en las condiciones de estratificación de la sociedad (es decir, transformaciones en la estructura de clases y en la distribución de oportunidades y recursos en función del género, el territorio, etc.), en esta etapa la atención estará concentrada en las dos dimensiones mencionadas con anterioridad, en el entendido de que se trata de dos formas de intervención cuyos efectos son directamente observables sobre la trayectoria educativa.

Considerando las dos orientaciones de política propuestas, es posible plantear (tabla 5.3): a) un escenario de ausencia de modificaciones respecto a la situación observada para la cohorte PISA 2003, b) un escenario donde la política introduzca cambios en el régimen de transición con la ausencia de intervención de política en el sistema educativo, c) un escenario donde la política introduzca cambios en el sistema educativo con la ausencia de intervención de política respecto al régimen de transición y d) un escenario en donde ambas dimensiones sean objeto de intervención de política. La intención será estimar cuáles serían las implicancias, de producirse cada uno de estos escenarios, sobre la probabilidad de completar una trayectoria de acreditación de la EM Superior.

<b>Tabla 5.3: Tipología de escenarios de política social.</b>		
<b>Cambios de la política educativa</b>	<b>Cambios del régimen de transición a la adultez</b>	
	<b>Permanece incambiado</b>	<b>Se modifica</b>
<b>Permanece incambiada</b>	Situación observada para la cohorte PISA 2003	Cambio en el régimen de transición sin cambio del sistema educativo
<b>Se modifica</b>	Cambio del sistema educativo sin cambio en el régimen de transición	Transformación simultánea del sistema educativo y en el régimen de transición
Fuente: Elaboración propia.		

La estrategia metodológica en esta etapa del análisis consiste en la simulación de la tipología teórica expuesta a partir del modelo de regresión multinomial ajustado en el apartado anterior. De esta forma, se sustituyen en el modelo de regresión los valores de las variables de nivel de centro (modificables a través de la política educativa) y las

variables de transición (modificables a través de políticas sobre el régimen de transición), dejando fijas las variables de nivel estructural e individual.

En el sentido de lo anterior, en la tabla 5.4 se presentan las categorías sobre las cuales se construye el caso típico sobre el cual se atribuyen teóricamente los mayores riesgos sobre la trayectoria educativa en términos de acreditación.

<b>Tabla 5.4: Caso típico e incidencia de la política sobre la acreditación.</b>		
<b>Nivel</b>	<b>VARIABLES CONSIDERADAS</b>	<b>Caso típico</b>
<b>Estructura</b>	Clase social Género Territorio	Clase manual no calificada Varón Maldonado
<b>Política educativa</b>	Entorno sociocultural del centro educativo Desempeño en PISA 2003 Rezago a 2003	Muy desfavorable Estrato 3 de desempeño (niveles 0 y 1) Secundaria general
<b>Régimen de transición</b>	Inicio de la trayectoria laboral Emancipación de hogar de origen Conyugalidad Tenencia de hijos	Trabajó durante mientras estudió No emancipa Vivió en pareja Tuvo hijos
Fuente: Elaboración propia		

Suponiendo la experiencia de un joven varón, perteneciente a un hogar de clase social trabajadora manual sin calificación, de la región de Maldonado, quien además asistió a un centro de educación secundaria en un entorno muy desfavorable, que en 2003 hacía ciclo básico, con un nivel de desempeño bajo y que ha vivenciado todos los eventos de transición relacionados al empleo y la vida privada, la probabilidad de que acredite la EM superior es de solo 0,01% (véase tabla 5.5).

Ahora bien, imaginemos al mismo joven al cual se lo expone a un cambio de política educativa orientada a producir: a) que los centros educativos presenten una mayor heterogeneidad<sup>28</sup> de sus estudiantes, de manera que los recursos socioeconómicos y culturales a los cuales accede el joven en su centro educativo difieran respecto a los de su hogar de origen, b) que la calidad educativa mejore, de tal manera que los jóvenes de origen más humilde alcancen desempeños de excelencia, c) en lugar de un currículum general, sigue un currículum con componentes vocacionales que vinculen los contenidos generales con su aplicación al empleo, d) que reduzca los riesgos de eventos académicos que generan rezago sobre las trayectorias de los jóvenes más vulnerables. En ese escenario, el joven con las mismas condiciones de origen y las mismas vivencias asociadas a la transición a la adultez pero expuesto a condiciones educativas que fortalezcan su desempeño y trayectoria redundan en un crecimiento en la probabilidad de acreditación de 0,01% a 24%. En el caso de una mujer, aumenta hasta el 48%.

Si, por el contrario, se plantea un escenario en el cual se fortalezcan aspectos de protección social dirigidas a los jóvenes, tendientes a la convergencia de las pautas de transición que se observan entre los jóvenes con mayor integración social y mayores niveles de educación, ello podría ser una forma de incidir sobre la acreditación desde fuera del sistema educativo. Ahora bien, es necesario reconocer que desde el punto de

<sup>28</sup> Heterogeneidad en términos de la composición social de sus estudiantes.

vista de la orientación de política social resulta delicado el diseño de intervenciones tendientes a la convergencia de itinerarios o trayectorias en el plano de los eventos de las transiciones, en tanto estos implican decisiones sobre proyectos de vida y sobre derechos individuales (Calvo & Mieres, 2007). En este plano la política se sitúa en un límite entre brindar condiciones para que la toma de decisiones de los individuos fortalezca su proyecto de vida y la expansión de pautas de comportamiento que por ser ejercidas por sectores amplios de la población se impongan de manera normativa. Es decir, si bien en este trabajo se han identificado impactos del empleo, la conyugalidad o la tenencia de hijos sobre la acreditación, no se asume una postura que propugne como transformaciones deseables del régimen de transición el desincentivo del trabajo de los jóvenes o el descenso de los nacimientos en edades en que los jóvenes aún se encuentran en la EM. Se entiende que el plano de la política es propiciar la concreción del proyecto de vida (sea este cual fuere y queda en el plano de la decisión individual) en compatibilidad con la trayectoria educativa. Sin embargo, al plantear la convergencia del régimen de transición en las pautas que sigue el grupo de jóvenes más educados lo que se intenta responder es: ¿qué pasaría con las trayectorias educativas de los jóvenes de origen social más desaventajados si ante proyectos de vida similares a los de jóvenes de origen más aventajado tuviesen las mismas oportunidades de, por ejemplo, diferir su ingreso al mercado de empleo, o de postergar la emancipación o la tenencia de hijos? Esta pregunta se sitúa en el plano de lo hipotético, pero no tiene pretensión de prescripción sobre transiciones más o menos deseables para la política.

Algunos de los aspectos de protección en la transición que se plantean podrían orientarse a, en primer lugar, proteger el ingreso al mercado de empleo de los jóvenes, al menos durante los años de la EM. Algunas líneas de política en este sentido se orientan a disminuir los costos económicos de la EM a través de transferencias (es el caso de las asignaciones familiares). En segundo lugar, a fortalecer proyectos en los cuales la educación se compatibilice con los proyectos laborales y familiares. Volviendo al joven del principio, si las políticas relacionadas a la protección social en la transición dieran lugar a una menor desigualdad en los tránsitos condicionados al origen (ello implica para este joven la posibilidad de postergar el ingreso al mercado de empleo y diferir las transiciones privadas como la emancipación, la conyugalidad y la tenencia de hijos), aún sin ninguna modificación en el sistema educativo, ello impactaría en un aumento muy leve de la probabilidad de acreditación (del 0,01% al 6%). En el caso de las mujeres la probabilidad crece de 0,05% a 2%.

Por último, si se produjera un escenario de intervención donde la estrategia de reforma educativa fuese acompañada de transformaciones en la protección social proveniente del régimen de transición, la situación del joven que por sus condiciones de origen tenía 1 probabilidad en 100 de acreditar, aumenta su probabilidad de acreditar al 89% en relación a la situación observada para la cohorte PISA 2003. En el caso de las mujeres la probabilidad aumenta hasta el 96%. La principal conclusión de este ejercicio es que en un escenario de intervenciones parciales de la política social, la intervención educativa es la que presenta un mayor impacto sobre la acreditación. Sin embargo, la intervención conjunta de la política educativa y del régimen de transición potencia los efectos que podría tener cada una de manera aislada y se ubica en niveles aún más altos de los que actualmente se observan a nivel del ciclo básico (véase el Capítulo 3).

<b>Tabla 5.5: Probabilidad de acreditación de la EM superior según tipo de política implementada y sexo.</b>		
	<b>Varón</b>	<b>Mujer</b>
Probabilidad de acreditación	0,01%	0,05%
Probabilidad de acreditación con intervención educativa	24%	48%
Probabilidad de acreditación con intervención del régimen de transición	6%	2%
Probabilidad de acreditación con intervención de la política educativa y del régimen de transición	89%	96%
Fuente: elaboración propia en base al panel PISA-L 2003-2007.		

Por otra parte, si se realizara el mismo ejercicio de simulación del efecto de la política, en este caso sobre la probabilidad de desafiliación, se observa (tabla 5.6) que de igual modo, la mayor disminución del riesgo a la desafiliación se produce por la intervención educativa. Un aspecto llamativo consiste en que la intervención a través de políticas orientadas a la transición tiende a una mayor equidad de género que solamente la intervención educativa. Por último, es posible afirmar que al igual que la acreditación, en la disminución de la desafiliación los mayores impactos se observan de la combinación de ambos tipos de políticas.

<b>Tabla 5.6: Probabilidad de desafiliación en la EM superior según tipo de política implementada y sexo.</b>		
	<b>Varón</b>	<b>Mujer</b>
<b>Probabilidad de desafiliación observada</b>	83%	83%
<b>Probabilidad de desafiliación con intervención educativa</b>	48%	33%
<b>Probabilidad de desafiliación con intervención del régimen de transición</b>	58%	58%
<b>Probabilidad de desafiliación con intervención de la política educativa y del régimen de transición</b>	3%	1%
Fuente: elaboración propia en base al panel PISA-L 2003-2007.		

## Síntesis y comentarios finales

La educación secundaria en Uruguay ha tenido una evolución histórica que, en términos generales, resulta peculiar en el contexto regional. Durante la primera mitad del siglo XX se produjeron avances sustantivos en materia de ampliación de la oferta y de acceso. Este proceso se profundizó durante la segunda mitad del siglo XX y hasta la actualidad, en que la oferta alcanza (e incluso en algunas regiones supera) a un centro de EM básica por cada mil jóvenes en edad de cursarla. En términos de acceso y acreditación, dicho proceso ha implicado, además del crecimiento sostenido en la EM Básica y Media Superior, la convergencia entre las diferentes regiones del país.

En el marco de esta evolución sostenida de los indicadores de acceso (pese a lo cual se encuentran lejos de la universalización), los problemas de la educación secundaria en el país tempranamente derivaron hacia las condiciones de igualdad en los resultados educativos, lo cual ya era advertido en el informe de la CIDE de 1965 y cuya mejora, lenta pero sostenida en un lapso de 50 años, es sin embargo insuficiente y se configura como uno de los ejes centrales de la preocupación de política pública en la actualidad, en una mirada de desarrollo del país a mediano y largo plazo.

Pese al tiempo transcurrido desde su consagración en términos constitucionales y legales, así como los esfuerzos de política emprendidos en las últimas dos décadas, las cohortes escolarizadas a partir de 1965 y hasta 2006 se ubican lejos de la universalización de la educación secundaria, aun en el nivel medio básico. Si bien es notoria una evolución en la acreditación de las cohortes más jóvenes (en particular aquellas posteriores a 1990), persiste aproximadamente un 30% de jóvenes que no han alcanzado a acreditar el Ciclo Básico y un 60% que no han acreditado el Segundo Ciclo de la EM. Esto, además, ha ido acompañado de un fortalecimiento de la tendencia a la feminización, que ya se observaba en el informe CIDE de 1965, en particular para la EM Superior. Es decir, pese a los esfuerzos realizados durante estos años, persisten déficits de grupos que no logran acceder o que no culminan el nivel, lo cual implica la necesidad del fortalecimiento de políticas (algunas de ellas ya en marcha), orientadas a lograr el acceso, la permanencia o la re-vinculación de quienes han salido del sistema.

Los elementos de déficit en las dimensiones de acceso y resultados mencionados anteriormente no agotan las inequidades educativas del sistema, en tanto se evidencian grandes diferencias en la dimensión de los aprendizajes. Si bien durante el período 2003-2009 (período en el cual Uruguay comienza a participar de manera sistemática de evaluaciones internacionales del Programa PISA) no hubo variaciones significativas de los desempeños, se observan diferencias entre centros educativos y al interior de los centros, pautadas principalmente por el hogar de origen de los estudiantes. Estas diferencias entre centros en la función hogar de origen/desempeños en PISA han ido disminuyendo desde 2006 a 2009. Sin embargo, los desempeños por clase social a la interna de los centros se han incrementado, siendo más desiguales en 2009 respecto a 2003 y 2006; aunque a nivel agregado (entorno de centro) esta diferencia desaparece. Se debería profundizar a futuro respecto a la continuidad, ya que marca una tendencia donde la desigualdad entre centros decrece, pero al mismo tiempo la desigualdad intracentro crece. Es decir, ya no hay tanta diferencia entre el centro X de entorno muy favorable y el centro Y en entorno muy desfavorable, pero el

tratamiento que cada centro hace a la interna viene incrementando la brecha de la desigualdad.

Por otro lado, a lo largo de los ciclos analizados es posible identificar tres tipos de factores que condicionan los desempeños. Por un lado, factores persistentes o sistemáticos, que siempre son significativos. Los hallazgos en este sentido son consistentes con los antecedentes nacionales en cuanto a las desigualdades educativas introducidas por el género, la posición social, el autoconcepto académico y el rezago. Por otro, factores intermitentes, sobre los cuales se identifican efectos en algunos momentos del tiempo pero no en otros. En la presente investigación se han identificado efectos intermitentes del tiempo dedicado al estudio, el tamaño del centro educativo, el entorno sociocultural y el tipo de centro. En el caso del indicador de tiempo de estudio suponemos un efecto de decisiones metodológicas sobre el indicador, mientras que en el caso del tipo de centro la explicación se orienta a un cambio real de la política sobre la cobertura con implicancias sobre los desempeños del sector técnico. Por último, factores irrelevantes. A modo de hallazgo contraintuitivo, no es posible atribuir efectos significativos a lo largo de los tres ciclos de la proporción de profesores titulados. Será necesario profundizar la consistencia de este hallazgo en el futuro, en tanto no es posible establecer hipótesis concluyentes.

Los resultados reportados llaman a un punto más: la asignación de recursos. Desde que el porcentaje que aporta el centro educativo a los desempeños obtenidos en PISA, una vez que se controla el hogar de origen, es para todos los ciclos menor al 20%, queda en evidencia que la mayor fuente de desigualdad en los aprendizajes son los hogares de origen. Por esta razón, el énfasis en la asignación de recursos debiera ser en políticas sociales orientadas a los jóvenes, sus familias y sus hogares.

Es importante atender a los factores de desigualdad en los desempeños PISA, particularmente cuando las trayectorias educativas posteriores, 4 años después de evaluados, resultan consistentes con lo observado en PISA 2003, tanto en el tipo de trayectoria como en los calendarios asociados a la acreditación. Con respecto a los calendarios, se observa que un menor nivel de desempeño implica un costo temporal mayor (rezago) a los efectos de la acreditación. El calendario también se encuentra afectado por el género, la clase social y el territorio. Las mujeres, los jóvenes de clases favorecidas y los jóvenes residentes en el sur del país presentan un calendario más ajustado al calendario normativo. Por otra parte, el desempeño observado a través de la prueba constituye un predictor consistente respecto del tipo de trayectoria seguida.

Si se observan los posibles tipos la trayectoria educativa (acreditación, rezago, y desafiliación), es relevante observar que cada trayectoria está asociada a diferentes condicionantes. Mientras la probabilidad de rezago no se ve afectada por el trabajar y estudiar, la probabilidad de acreditar disminuye, y la de desafiarse se incrementa. Esto llama la atención a propósito de políticas de reafiliación y de acreditación; desde que los condicionantes no son los mismos, los programas debieran ser diferentes. Programas con acento en la Educación Técnica disminuyen la probabilidad de rezago, pero no tendrían efecto en la probabilidad de acreditación o desafiliación.

Con respecto a las potencialidades de la política social para garantizar la acreditación de la EM, así como para mitigar los efectos de la desafiliación, se evidencia que una intervención sobre la transición a la adultez pero sin transformar elementos estrictamente educativos presenta un efecto marginal sobre el aumento de la

probabilidad de acreditación, o como contraparte, en la disminución de la probabilidad de desafiliación. Sin embargo, destacar que los cambios provenientes de las políticas sobre transición a la adultez potencian y amplían los efectos de las transformaciones educativas. Esto llama a políticas integrales de atención a la juventud, tanto en su dimensión pública (asistencia a un centro educativo, ingreso al mercado de empleo), como en su dimensión privada (emancipación, conyugalidad, paternidad/maternidad), reforzando la evidencia de políticas que se centren en los jóvenes y sus hogares.

Finalmente, todo el panorama de recomendaciones carecería de un acento fundamental si no se atiende la brecha de género. Al observar los indicadores de stock, y los resultados de las trayectorias 4 años después, se observa que los hombres son los sujetos de mayor vulnerabilidad en el sistema educativo uruguayo, presentando la mayor probabilidad de desafiliación y rezago, y la menor probabilidad de acreditación. Incluso aplicando políticas educativas, y combinación de políticas educativas y de transición, las probabilidades de los hombres nunca alcanzaba guarismos mayores que los de las mujeres en el panorama de acreditación. Únicamente al aplicar políticas de transición sobre el riesgo base, la probabilidad de acreditar de los hombres fue mayor que el de las mujeres. Esto sugiere una interacción entre las variables de transición a la adultez y el género, en el sentido de que una vez que el evento de transición impacta es más dañino para el hombre que para la mujer.



## Bibliografía

- Alba, F., Banegas, I., Giorguli, S., & De Olivera, O. (2006). El bono demográfico en los programas de las políticas públicas de México (2000-2006): un análisis introductorio. *La situación demográfica en México 2006*, 107-130.
- Almendiger, J. (1989). Educational Systems and Labor Market Outcomes. *European Sociological Review*, 231-250.
- ANEP Departamento de evaluación de los aprendizajes. (2010). *Evaluación nacional de aprendizajes en lengua, matemática y ciencias naturales 6to año de enseñanza primaria 2009*. Montevideo: Departamento de evaluación de los aprendizajes.
- ANEP, & CES. (Mayo de 2008). Programa de impulso a la universalización del Ciclo Básico. *Elementos para análisis del Programa de Impulso a la Univesalización del Ciclo Básico (PIU) en las Asambleas Liceales*. Montevideo.
- ANEP, Gerencia de investigación y evaluación. (2005). *Uruguay en el programa PISA. Alternativas de política educativa en relación al impacto de los contextos socioculturales sobre los aprendizajes*. Montevideo: ANEP, Gerencia de investigación y evaluación.
- ANEP, MECAEP-UMRE. (1999). *Estudio de los factores institucionales y pedagógicos que inciden en los aprendizajes en escuelas primarias de contextos sociales desfavorecidos en el Uruguay*. Montevideo: ANEP, MECAEP-UMRE.
- ANEP-CES. (2008). *Programa de Impulso a la Universalización del Ciclo Básico. Elementos para análisis del Programa de Impulso a la Universalización del Ciclo Básico (PIU) en las asambleas liceales*. Montevideo: ANEP-CES.
- ANEP-PISA. (2004). *Primer informe PISA 2003 Uruguay*. Montevideo: ANEP- Gerencia de Investigación y Evaluación.
- ANEP-PISA. (2007). *Uruguay en PISA 2006*. Montevideo: ANEP Programa internacional PISA.
- ANEP-PISA. (2010). *Primer Informe Uruguay en PISA 2009*. Montevideo: Administración Nacional de Educación Pública, DIEE, Programa Anep-PISA.
- Bentancur, N. (2008). *Las reformas educativas de los años noventa en Argentina, Chile y Uruguay: racionalidad política, impactos y legados para la agenda actual*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.
- Bliese, P. (2013). *Multilevel Modeling in R. A Brief Introduction to R, the multilevel package and the nlme package*. R Development Core Team.
- Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2003). *The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change*. Santa Mónica: Rand Corporation.
- Blossfeld, H.-P., Golsh, K., & Rohwer, G. (2007). *Event history análisis with stata*. United States of America: Lawrence Elbaum Associates .
- Blossfield, H. P. (1992). Is the German Dual System a Model for a Modern Vocational Training System? A Cross-National Comparison of How Different Systems of Vocation Training Deal With the Changing Occupational Structure. *International Journal of Comparative Sociology*, XXXIII, 168-181.
- Boado, M., & Fernández, T. (2010). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes del Uruguay. El Panel de PISA 2003-2007*. Montevideo: Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales.
- Boudon, R. (1973). *La desigualdad de oportunidades*. Barcelona: Laia.
- Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1964). *Los herederos*. Buenos Aires: Siglo XXI.

- Breen, R., & Goldthorpe, J. (1997). Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. *Rational and Society*.
- Bryck, A., & Raudenbush, S. (1992). *Hierarchical linear models*. California: Sage Publications.
- Calvo, J. J., & Mieres, P. (2007). *Importante pero urgente: políticas de población en Uruguay*. Montevideo : Rumbos.
- Cardozo, S., & Iervolino, A. (2009). Adios Juventud: tendencias en las transiciones a la vida adulta en el Uruguay. *Revista de Ciencias Sociales*, 60-81.
- Carnoy, Martín; Cosse, Gustavo; González, Pablo; Martínez Larrechea, Enrique. (2004). Reformas educativas y financiamiento educativo en el Cono Sur (1980-2000). En G. Cosse, & C. Cox, *Las reformas educativas en la década de 1990* (págs. 181-222). Buenos Aires: BID.
- Carreño, G., & Cánepa, G. (2011). *Regionalización del Uruguay en clave de Educación Superior*. Montevideo: Universidad de la República / CCI.
- CIDE. (1965). *Informe sobre el estado de la educación en el Uruguay. Plan de desarrollo educativo*. Montevideo: Comisión de Inversiones y Desarrollo Económico .
- Ciganda, D. (2008). Jóvenes en transición hacia la vida adulta: el orden de los factores ¿no altera el resultado? En C. Varela, *Demografía de una sociedad en transición* (págs. 6982). Montevideo: Ediciones Trilce.
- Edmonds, R. (1979). Effective schools for the urban poor. *Educational leadership. Journal of the association for supervision and curriculum development, Vol 39 N°1*.
- Elder, G. (1998). The life course as developmental theory. *Child development*, 1-12.
- ENIA. (2010). *Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia 2010-2030. Bases para su implementación*. Montevideo.
- Fernández, T. (2009). La desafiliación en la educación media de Uruguay. Una aproximación con base en el panel de estudiantes evaluados por PISA 2003. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7(4), 165-179.
- Fernandez, T., & Boado, M. (2010). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes del Uruguay. El Panel de PISA 2003-2007*. Montevideo: AA Impresos.
- Fernández, T., & Pereda, C. (2010). Panorama de las políticas de inclusión educativas en la Educación Media y Superior (2005-2009). En T. F. Aguerre (Ed.), *La desafiliación de la Educación Media y Superior de Uruguay. Conceptos, estudios y políticas* (págs. 205231). Montevideo: Comisión Sectorial de Investigación Científica.
- Fernández, T., Boado, M., & Bonapelch, S. (2008). *Reporte Técnico del Estudio Longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Fernandez, T., Boado, M., Cardozo, S., Bucheli, M., & Menese, P. (2013). *Reporte tecnico Segunda Encuesta PISA 2012*. Montevideo.
- Fernández, T., Cardozo, S., & Boado, M. (2009). *La desafiliación y el abandono en la Educación Media en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*. Montevideo: Universidad de la República, Facultad de Ciencias sociales.
- Fernandez, Tabaré; Cardozo, Santiago; Pereda, Cecilia; . (2010). Desafiliación y desprotección social. En T. Fernandez Aguerre, *La desafiliación en la educación media y superior de Uruguay. Conceptos, estudios y políticas*. Montevideo: CSIC UDELAR.
- Fidell, B. G., & Tabachnick, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston : Pearson/A & B.
- Filardo, V. (2010). *Transiciones a la adultez y educación*. Montevideo: Fondo de Población de Naciones Unidas .

- Filgueira, F., Rodríguez, F., & Fuentes, A. (2006). *Viejos instrumentos de la inequidad educativa. repetición en primaria y su impacto sobre la equidad en Uruguay*. Serie Documentos de Trabajo del IPES. Colección Monitor social N°9. Montevideo: Universidad Católica del Uruguay.
- Garcé, A. (1999). Ideas y competencia política. Revisando el fracaso de la CIDE. *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, 59-81.
- Grau, C., Aguerrondo, I., Llambí, C., Mancebo, M., & Torello, M. (2008). *Estudio Sectorial de Educación en Uruguay. Trabajo financiado por el Banco Interamericano de Desarrollo*. Montevideo: Universidad de la República, Centro de Investigaciones Económicas.
- Hayek, F. (1985). *Camino a la servidumbre*. Madrid: Alianza.
- Hosmer, D., & Lemeshow, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley Interscience.
- INE. (2005). *Instituto Nacional de Estadística*. Recuperado el 16 de 11 de 2013, de Proyecciones de población para Uruguay: <http://www.ine.gub.uy/sociodemograficos/proyecciones2008.asp>
- INE. (2011). *Instituto Nacional de Estadística*. Recuperado el 2013 de 11 de 16, de [www.ine.gub.uy/censos2011/resultadosfinales/analisispais.pdf](http://www.ine.gub.uy/censos2011/resultadosfinales/analisispais.pdf)
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 457-481.
- Lanzaro, J. (2004). *La reforma educativa en Uruguay (1995-2000): virtudes y problemas de una iniciativa heterodoxa*. Santiago de Chile: Serie Políticas Sociales n°91 CEPAL.
- Lewis, D., Hearn, J., & Zilbert, E. (1993). Efficiency and Equity Effects of Vocationally Focused Postsecondary Education. *Sociology of education*, 188-205.
- Lorenzo, V. (2013). *Educación técnica y primer empleo: un estudio del caso para los activos de Montevideo*. Montevideo: Inedita.
- Macmillan, R. (2005). *The structure of the life course: Standardized? Individualized? Differentiated?* Amsterdam: Elsevier.
- Mair, P., Hatzinger, R., & Maier, M. J. (2012). *Extended Rasch Modeling*.
- MEC. (2012). *Anuario estadístico de Educación 2011*. (MEC, Ed.) Montevideo.
- Menese, P. (2012). *Trayectorias educativas y los factores asociados a la acreditación de la Educación Media Superior en Montevideo y Maldonado*. Montevideo: FCS.
- Mora, M., & De Oliveira, O. (2009). Los jóvenes en el inicio de la vida adulta, trayectorias, transiciones y subjetividades. *Estudios Sociológicos*.
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D., & Ecob, R. (1988). *Schools Matters*. California: University of California Press.
- Murillo, J. (1999). Los modelos jerárquicos lineales aplicados a la investigación sobre eficacia escolar. *Revista de Investigación Educativa*, n° 17, 453-460.
- Murillo, Javier;. (2011). School infrastructure and resources do matter: analysis of the incidence of school resources on the performance of Latin American students. *School Effectiveness and School Improvement* n°22, 29-50.
- Nahum, B. (2008). *La historia de Educación Secundaria 1935-2008*. Montevideo: Consejo de Educación Secundaria.
- National Research Council. (1993). *Losing generations. Adolescents in high risk settings*. Washington D.F: National Academy Press.
- Niskasen, W. (1980). *Cara y cruz de la burocracia*. Madrid: Espasa Calpe.
- Pascarella, E., & Terenzini, P. (2005). *How college affects students*. San Francisco: Jossey Bass, Willey.

- PISA/OCDE. (2009). *PISA Data Analysis Manual. SPSS® SECOND EDITION*. Recuperado el 29 de 10 de 2013, de OCDE: [www.oecd.org/publishing/corrigenda](http://www.oecd.org/publishing/corrigenda)
- PISA-OCDE. (2009). *PISA Data Analysis Manual. SPSS® SECOND EDITION*. Recuperado el 29 de 10 de 2013, de OCDE: [www.oecd.org/publishing/corrigenda](http://www.oecd.org/publishing/corrigenda) PISA-OECD.
- (2005). *PISA 2003 Technical Report*. Paris: OECD.
- Rios González, A. (2012). *Eventos de riesgo en la trayectoria académica de los jóvenes durante la educación media superior*. Montevideo: FCS.
- Rumberger, R. (2001). Who Drops Out of School and Why. En A. Beatty, U. Neiser, W. Trent, & J. Heubert, *Understanding Dropouts: Statistics, Strategies, and High-Stakes Testing*. Washington, D.F: National Academy Press.
- Rumberger, Russell. (2001). Who Drops Out of School and Why. En A. En Beatty, U. Neiser, W. Trent, & J. Heubert, *Understanding Dropouts: Statistics, Strategies, and High-Stakes Testing*. Washington Dc: National Academic Press.
- Saraví, G. (2009). Desigualdad en las experiencias y sentidos de la transición escuela-trabajo. *Papeles de Población*.
- Solís, P. (2013). Análisis de historia de eventos para investigadores sociales en Stata. México: Inédito.
- STATA multilevel mixedeffects*. (2013). Texas : Stata Press.
- Trajtenberg, N., & Menese, P. (2013). Self control in Latin America: Assessing the unidimensionality of Grasmick et al. self control scale through Classical Test Theory and Item Response Theory. *The Stockholm Criminology Symposium*. Stockholm.
- Veiga, D. (2010). *Estructura Social y Ciudades en el Uruguay: tendencias recientes*. Montevideo: Imprenta Boscana.
- Wooley, C. (2005). *Shaping lives: Agency in young adult transitions*. Surrey: School of Arts University of Surrey.

## **Anexos**

### **Anexo 1**

La serie de centros educativos por región se construyó a los efectos de determinar la oferta educativa. Se reconstruyó la serie 1911-2008 en función de dos fuentes secundarias diferentes, disponibles para los sectores público y privado. En el caso de los centros públicos, se recurrió a información sobre año de creación de los liceos, recogida por Benjamín Nahum en “La historia de Educación Secundaria 1935-2008” (Nahum, 2008). Una primera opción para la construcción de las series fueron los anuarios estadísticos del MEC, lo cual se descartó por encontrarse inconsistencias en el número de centros entre un año y otro (por ejemplo, en el año 2008 los anuarios registran 205 centros de educación media, mientras en 2009 registran 237 centros y en 2010 registran 184 centros). La causa detectada de dichas inconsistencias son variaciones en la forma de registro de centros educativos según nivel (así, en algunos años los datos para educación media incluyen escuelas rurales con 7°, 8° y 9° y otros no). Estas fluctuaciones de la oferta debidas al registro generan incertidumbre respecto si los cambios evidenciados responden a cambios reales en la oferta o en los criterios de construcción del indicador.

A partir del año de creación de los centros, se elaboró una base de datos de oferta por año y por región (véase apartado sobre territorio), en virtud de la cual se estableció la oferta quinquenal para cada región geográfica. De manera similar en el caso de los centros privados, se recurrió al listado de los liceos habilitados, publicado por el Ministerio de Educación y Cultura y el Consejo de Educación Secundaria.

Como se puede observar en la tabla precedente, se procedió agrupando los centros públicos y privados por año y por región, los cuales posteriormente se agruparon por quinquenios.

<b>Número de centros por año y región</b>							
	<b>Nor-este</b>	<b>Centro-este</b>	<b>Litoral</b>	<b>Colonia</b>	<b>Canelones</b>	<b>Maldonado</b>	<b>Montevideo</b>
1965	15	23	24	8	12	5	64
1966	15	23	25	8	14	5	65
1967	17	23	25	8	15	5	68
1968	18	24	25	8	15	6	70
1969	18	24	25	8	15	6	72
1970	18	24	25	8	16	6	72
1971	20	27	25	8	17	6	76
1972	21	27	25	8	18	6	78
1973	21	30	29	8	22	7	82
1974	21	32	30	8	23	7	87
1975	21	32	30	8	23	7	91
1976	21	33	32	8	23	7	91
1977	22	33	32	8	23	7	93
1978	23	33	32	8	23	7	94
1979	23	34	32	8	23	7	94
1980	23	40	33	8	27	7	94
1981	23	40	33	8	28	7	94
1982	23	41	33	8	28	7	94
1983	23	41	33	8	28	7	95
1984	23	41	33	8	29	7	96
1985	23	42	33	8	29	7	99
1986	25	42	33	8	30	8	100
1987	27	42	33	8	31	8	114
1988	27	44	35	8	33	8	116
1989	32	48	38	8	35	10	118
1990	33	50	40	9	35	10	119
1991	34	51	42	9	35	10	119
1992	37	51	46	10	40	11	126
1993	39	52	47	10	43	11	127
1994	40	54	49	10	44	11	130
1995	40	55	49	10	45	12	133

1996	42	55	50	10	46	14	138
1997	44	55	52	10	48	15	141
1998	46	57	52	10	49	15	147
1999	46	57	52	10	51	15	156
2000	48	58	53	10	54	16	158
2001	49	59	54	10	54	17	161
2002	50	60	54	10	57	18	164
2003	51	60	59	12	57	20	170
2004	52	62	59	13	62	24	175
2005	54	64	60	14	65	26	178
2006	55	65	62	14	66	26	181
2007	55	65	62	14	67	26	182
2008	55	66	63	14	71	26	185

nº de centros por quinquenio y región							
	Nor-este	Centro-este	Litoral	Colonia	Canelones	Maldonado	Montevideo
1965-70	18	24	25	8	15	6	72
1971-76	21	32	30	8	23	7	87
1977-82	23	34	42	8	23	7	97
1983-88	23	41	33	8	29	7	96
1989-94	32	48	38	8	35	10	118
1995-00	40	54	49	10	44	11	130
2001-06	46	57	52	10	51	15	156

## Cohortes

Posteriormente, para estandarizar la oferta de centros educativos en virtud de las diferencias de población existentes en el territorio, se ajustaron los stocks de población que se encontraban en edad de acceder a primer año de EM por región, a partir de la identificación de las cohortes en cuestión en los censos 1985,1996, 2004 y 2012. La hipótesis en este sentido es que las cohortes mayores tienen menos stock de personas por efecto de la migración y la mortalidad. Esta hipótesis no permite establecer de manera clara cuál es el sesgo que esta selección de la población puede significar en la estimación de indicadores educativos, ya que una y otra fuente de pérdida de población presenta perfiles educativos contrapuestos. En función de este supuesto, se construyó un factor de ajuste para corregir los problemas de mortalidad de las cohortes observadas.

Formalmente, este factor se construye:

$$WAF = \frac{N_{teorico_i}}{n_{observado_i}}$$

Dónde:

WAF es el factor de ajuste final.

N teórico es el parámetro poblacional, en este caso extraído para las diferentes cohortes de los censos de 1985, 1996 y Censo 2004 para el i-esimo estrato.

n observado es el total muestral observado por la Encuesta Continua de 2012 para el i-esimo estrato.

El procedimiento seguido para corregir el n° observado en 2012 consistió en acudir al Censo 1985, al Censo 1996 y al Censo 2004 e identificar a las cohortes 2012 en sus edades en cada censo (siempre que correspondiese). Así, el parámetro poblacional sirvió para establecer cuántas personas debería haber en cada cohorte, en cada año y en cada región, en condición de cursar el 1er. año de EM, si no hubiese habido efecto de migración y mortalidad hasta 2012. El resultado de la prueba con el factor de ajuste (WAF) es que en ningún caso fue mayor a 1,5, lo cual es el máximo aceptado para este tipo de ajuste (Fernandez, Boado, Cardozo, Bucheli, & Menese, 2013), por lo cual aceptamos como buena la corrección.

<b>Población por cohortes según censo 1985</b>							
	<b>Nor-este</b>	<b>Centro-este</b>	<b>Litoral</b>	<b>Colonia</b>	<b>Canelones</b>	<b>Maldonado</b>	<b>Montevideo</b>
1965-70	26.205	28.359	32.135	9.086	30.247	8.039	114.171
1971-76	29.889	29.743	33.418	9.164	31.602	8.789	126.921
1977-82	34.980	32.617	38.745	10.109	33.349	8.761	115.776

<b>Población por cohortes según censo 1996</b>							
	<b>Nor-este</b>	<b>Centro-este</b>	<b>Litoral</b>	<b>Colonia</b>	<b>Canelones</b>	<b>Maldonado</b>	<b>Montevideo</b>
1965-70	25.622	27.362	30.562	9.193	34.371	10.066	103.839
1971-76	28.406	29.014	32.030	9.625	37.547	11.717	111.650
1977-82	27.832	28.392	31.106	9.351	36.574	11.510	111.368
1983-88	27.528	31.153	35.488	9.423	41.002	11.946	134.118
1989-94	35.714	36.536	44.183	11.197	45.294	12.181	128.573

<b>Población por cohortes según censo 2004</b>							
	<b>Nor-este</b>	<b>Centro-este</b>	<b>Litoral</b>	<b>Colonia</b>	<b>Canelones</b>	<b>Maldonado</b>	<b>Montevideo</b>
1965-70	23.537	25.328	27.822	8.430	33.106	9.388	93.164
1971-76	28.516	28.778	31.262	9.249	39.126	11.603	104.742
1977-82	27.915	28.182	30.435	9.056	38.770	11.657	97.997
1983-88	27.552	30.213	33.752	9.073	41.565	12.505	115.508
1989-94	28.807	31.305	36.631	9.401	42.368	12.151	131.002
1995-00	34.203	33.826	42.726	10.885	44.656	12.571	123.759



<b>Ajuste de población por cohortes final a 2012</b>							
	<b>Nor-este</b>	<b>Centro-este</b>	<b>Litoral</b>	<b>Colonia</b>	<b>Canelones</b>	<b>Maldonado</b>	<b>Montevideo</b>
1965-70	26.205	28.359	32.135	9.086	30.247	8.039	114.171
1971-76	29.889	29.743	33.418	9.164	31.602	8.789	126.921
1977-82	27.832	28.392	31.106	9.351	36.574	11.510	111.368
1983-88	27.552	30.213	33.752	9.073	41.565	12.505	115.508
1989-94	28.807	31.305	36.631	9.401	42.368	12.151	131.002
1995-00	25.312	28.868	30.699	8.363	38.943	11.329	125.874
2001-06	29.584	32.150	39.293	9.680	45.829	15.654	122.409

## Anexo 2

Cada vez que se utiliza un modelo multinivel hay que testear su pertinencia en función a uno más simple. La idea es ser parsimoniosos y no incluir complejidad por el simple hecho de hacerlo. Si un nivel de análisis no tiene diferencias entre las unidades de dicho nivel, ese nivel se descarta.

A continuación se presentan pruebas del tipo Likelihood-ratio test para cada ciclo entre un modelo vacío de regresión lineal contra un modelo vacío de dos niveles (individuos y centros); y un modelo vacío de dos niveles (individuos y centros), contra un modelo vacío de tres niveles (individuos, centros y regiones).

Formalmente el Likelihood-ratio test se puede expresar como:

$$\text{Likelihood ratio test} = -2 \log_e \left( \frac{\mathcal{L}_s(\hat{\theta})}{\mathcal{L}_g(\hat{\theta})} \right)$$

Es decir, es el ratio de dos funciones de likelihood, la función simple (s) tiene generalmente menos parámetros que la compleja (g). La distribución es del tipo chi cuadrado.

En todos los casos, para todos los ciclos PISA:  
md01 = modelo de regresión lineal vacío. md02  
= modelo multinivel de dos niveles vacío. md03  
= modelo multinivel de tres niveles vacío.

<b>Likelihood-ratio test PISA 2003.</b>
Likelihood-ratio test LR $\chi^2(1) = 2646,63$
(Assumption: md01 nested in md02) Prob > $\chi^2 = 0,0000$
Likelihood-ratio test LR $\chi^2(1) = 15,97$
(Assumption: md02 nested in md03) Prob > $\chi^2 = 0,0001$
Fuente: elaboración propia en base PISA 2003.

<b>Likelihood-ratio test PISA 2006.</b>
Likelihood-ratio test LR $\chi^2(1) = 1945,32$
(Assumption: md01 nested in md02) Prob > $\chi^2 = 0,0000$
Likelihood-ratio test LR $\chi^2(1) = 20,89$
(Assumption: md02 nested in md03) Prob > $\chi^2 = 0,0000$
Fuente: elaboración propia en base PISA 2006.

<b>Likelihood-ratio test PISA 2009.</b>
Likelihood-ratio test LR chi2(1) = 2382,59
(Assumption: md01 nested in md02) Prob > chi2 = 0,0000
Likelihood-ratio test LR chi2(1) = 27,56
(Assumption: md02 nested in md03) Prob > chi2 = 0,0000
Fuente: elaboración propia en base PISA 2009.

<b>Porcentaje de la varianza explicada por el nivel región para cada ciclo PISA.</b>	
Ciclo	icc1
PISA 2003	6%
PISA 2006	7%
PISA 2009	9%
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de los ciclos PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.	

Como se observa el modelo vacío de tres niveles es pertinente en relación al modelo vacío de dos niveles. Por su parte, los porcentajes de varianza explicados por el nivel región para cada ciclo PISA no es despreciable, e incluso hay un incremento de un ciclo a otro.

Es un punto de partida interesante para realizar un análisis sobre el efecto región, y como los indicadores de stock que indican convergencia tanto en oferta como en demanda (como se mostró en este mismo informe), pueden impactar sobre los aprendizajes. Si bien no se descarta continuar por esta línea en futuras investigaciones, no es el objetivo del capítulo multinivel, el cual intenta dar cuenta sobre la diferencia entre centros. Adicionalmente, un modelo multinivel de tres niveles posee una gran complejidad.

### Anexo 3

Los ciclos PISA 2006 y 2003 agregaron las observaciones en turnos en lugar de centros. La hipótesis detrás era que dos turnos de un mismo centro tenían diferentes resultados. Luego de acumulada evidencia en torno a que no hay diferencias significativas entre turnos (ANEP-PISA, 2004) (ANEP-PISA, 2007), el ciclo PISA 2009 agrega observaciones en centros. A continuación se presentan para los ciclos PISA 2003 y 2006 modelos vacíos multinivel utilizando en un caso turno y en el otro centro

<b>Modelo vacío por centro PISA 2003.</b>						
Valor plausible matemática	Coficiente	Error estándar robusto	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Constante	408,99	5,01	81,63	0,000	399,17	418,81
Parámetros random-effects de	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
196 centros						
var(constante)	4595,9	374,01	3918,32	5390,63		
var(residuos)	6194,0	125,58	5952,70	6445,09		
icc1 =	10790	100				
	4596	43				
Fuente: elaboración propia en base PISA 2003. Individuos ponderados.						

<b>Modelo vacío por turno PISA 2003.</b>						
Valor plausible matemática	Coficiente	Error estándar robusto	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Constante	403,35	4,47	90,24	0,000	394,59	412,11
Parámetros random-effects de	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
243 turnos						
var(constante)	4511,13	337,67	3895,57	5223,96		
var(residuos)	5968,57	123,98	5730,47	6216,58		
icc1 =	10480	100				
	4511	43				
Fuente: elaboración propia en base PISA 2003. Individuos ponderados.						

<b>Modelo vacío por centro PISA 2006.</b>						
Valor plausible matemática	Coficiente	Error estándar robusto	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Constante	428,19	4,52	94,81	0,000	419,34	437,04
Parámetros de random-effects	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
222 centros						
var(constante)	4113,8	325,5	3522,9	4803,9		
var(residuos)	5670,7	130,5	5420,7	5932,4		
icc1 =	9784,6	100				
	4113,8	42				
Fuente: elaboración propia en base PISA 2006. Individuos ponderados.						

<b>Modelo vacío por turno PISA 2006.</b>						
Valor plausible matemática	Coficiente	Error estándar robusto	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Constante	430,01	3,95	108,90	0,000	422,27	437,75
Parámetros random-effects de	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
278 turnos						
var(constante)	3889,5	286,0	3367,5	4492,3		
var(residuos)	5573,0	123,2	5336,6	5819,8		
icc1 =	9462,4	100				
	3889,5	41				
Fuente: elaboración propia en base PISA 2006. Individuos ponderados.						

Como se observa no hay diferencias significativas entre estimaciones, coeficientes o cálculos (ICC1). La hipótesis por la cual esto ocurre es que no existen diferencias significativas entre turnos, por centros. Una razón más por la cual se optó por trabajar en turnos responde a la ponderación. Los modelos multinivel incluyen la ponderación de cada individuo, y también la ponderación del 2do. nivel de análisis. Las bases PISA tienen su ponderador de individuo y de turno, pero en el ciclo 2003 y 2006 no incluyen ponderador de centro. Si bien es posible la construcción de dicho ponderador, sobrepasa nuestras posibilidades actuales. Por esta razón, y porque no hay diferencias significativas, hemos decidido trabajar en 2003 y 2006 por turnos.

## Anexo 4

No se pudo acceder a la medida de autoconcepto en una disciplina específica en los microdatos de PISA 2009.<sup>29</sup> Por tal motivo se armó un índice utilizando ítems de autoconcepto en el manejo de TIC.

La Teoría de respuesta al Ítem o IRT (por sus nombre en inglés) es el método por el cual PISA construye los valores plausibles e índices (PISA-OCDE, 2009). Por este motivo fue el método escogido para generar el índice de auto-concepto en PISA 2009. Formalmente:

$$P(x_{vi} = h | \theta_{vh}, \beta_{ih}) = \frac{\exp(\theta_{vh} - \beta_{ih})}{1 + \exp(\theta_{vh} - \beta_{ih})}$$

Donde:

- Hay  $h$  dimensiones latentes.
- $x_{vi}$  es el puntaje de la persona  $v$  en la categoría  $h$  del ítem  $i$ . -  $\theta_{vh}$  la ubicación de la persona  $v$  en la distribución latente  $h$
- $x_{vi}$  la ubicación del ítem  $i$  en la  $h$ -ésima distribución latente.

Generar índices utilizando IRT en oposición a la teoría psicométrica clásica presenta varias ventajas (Trajtenberg & Menese, 2013), entre ellas:

- Discrimina la dificultad de los ítems de la habilidad de los individuos.
- Detecta dos fuentes de sesgo: ítems problemáticos y personas problemáticas. - Estimación de la dificultad del ítem independiente de la habilidad de los individuos de la muestra.

A continuación se presentan cuatro indicadores de la bondad de ajuste de los ítems. Para generar dichos resultados se utiliza el método Partial Credit Model utilizado en el paquete eRm para R (Mair, Hatzinger, & Maier, 2012).

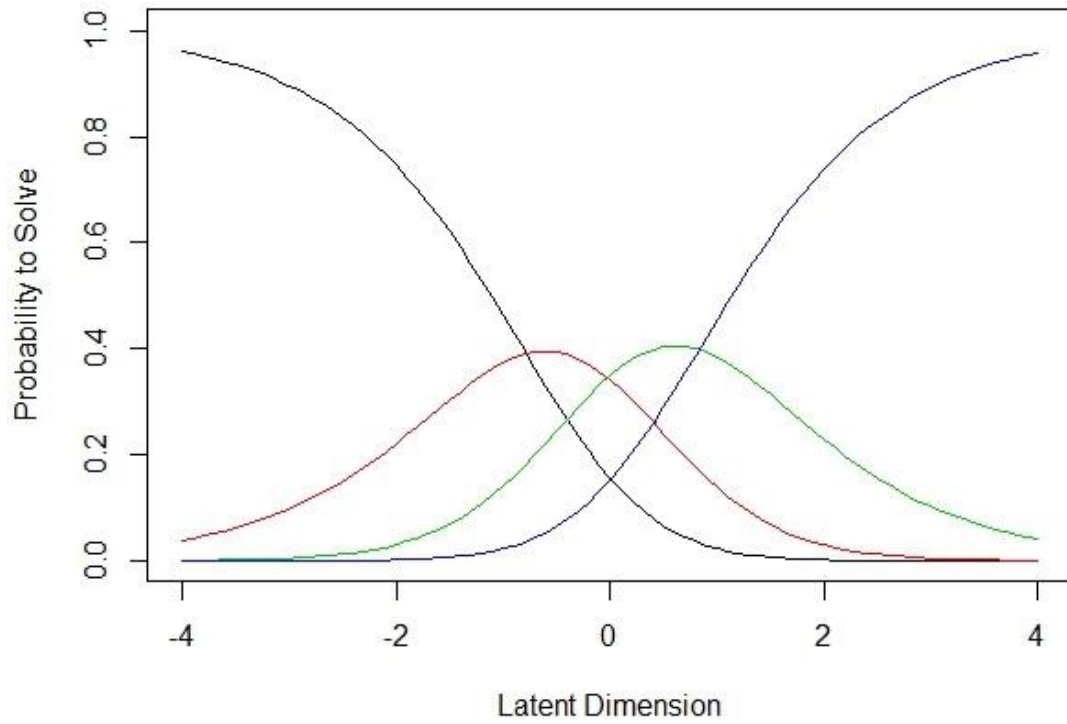
---

<sup>29</sup> Se trabajó con la base 2009 internacional y la base 2009 proporcionada por ANEP. <sup>31</sup> Todas las categorías de los ítems fueron invertidas para que el sentido del índice fuera positivo. En el nombre de la variable se cambia el ic08q, por un ic08x para identificar las variables recodificadas.

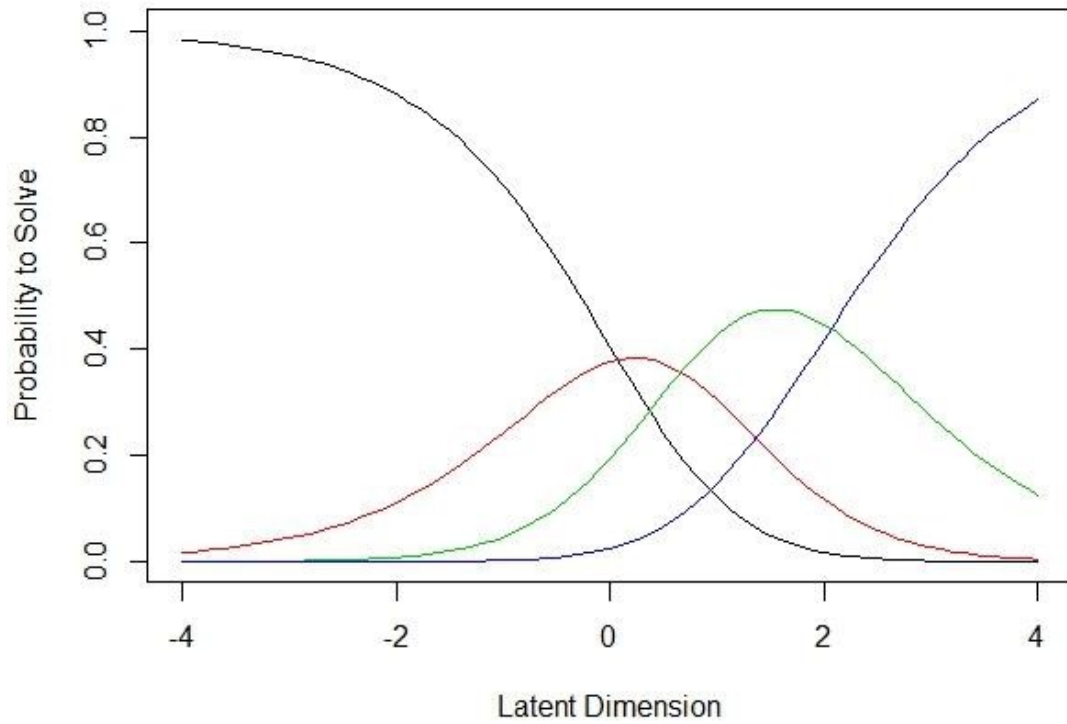
Descripción de los ítems <sup>31</sup> .					
		Mínimo	Máximo	Media	Desvío estándar
ic08q01	Qué tan bien editas gráficos	1	4	1,59	0,86
ic08q02	Qué tan bien creas bases de datos	1	4	2,03	1,01
ic08q03	Qué tan bien haces gráficas	1	4	1,83	0,97
ic08q04	Qué tan bien haces presentaciones	1	4	1,44	0,83
ic08q05	Qué tan bien utilizas entornos multimedia	1	4	1,59	0,85
Categorías de los ítems:					
1	lo hago muy bien solo				
2	necesito ayuda para hacerlo				
3	sé hacerlo pero no puedo				
4	no puedo hacerlo				
Fuente: elaboración propia en base PISA 2009.					

Indicador de ajuste INFIT y OUTFIT.							
	Chisq	df	p-value	Outfit MSQ	Infit MSQ	Outfit t	Infit t
ic08x01	3359,6	3918	1,000	0,86	0,86	-5,04	-5,92
ic08x02	3740,4	3918	0,979	0,95	0,97	-2,09	-1,39
ic08x03	3171,8	3918	1,000	0,81	0,82	-8,42	-8,92
ic08x04	2605,6	3918	1,000	0,67	0,75	-8,64	-9,89
ic08x05	3102,4	3918	1,000	0,79	0,80	-7,69	-9,11
Fuente: elaboración propia en base PISA 2009.							

**ICC plot for item ic08x01**

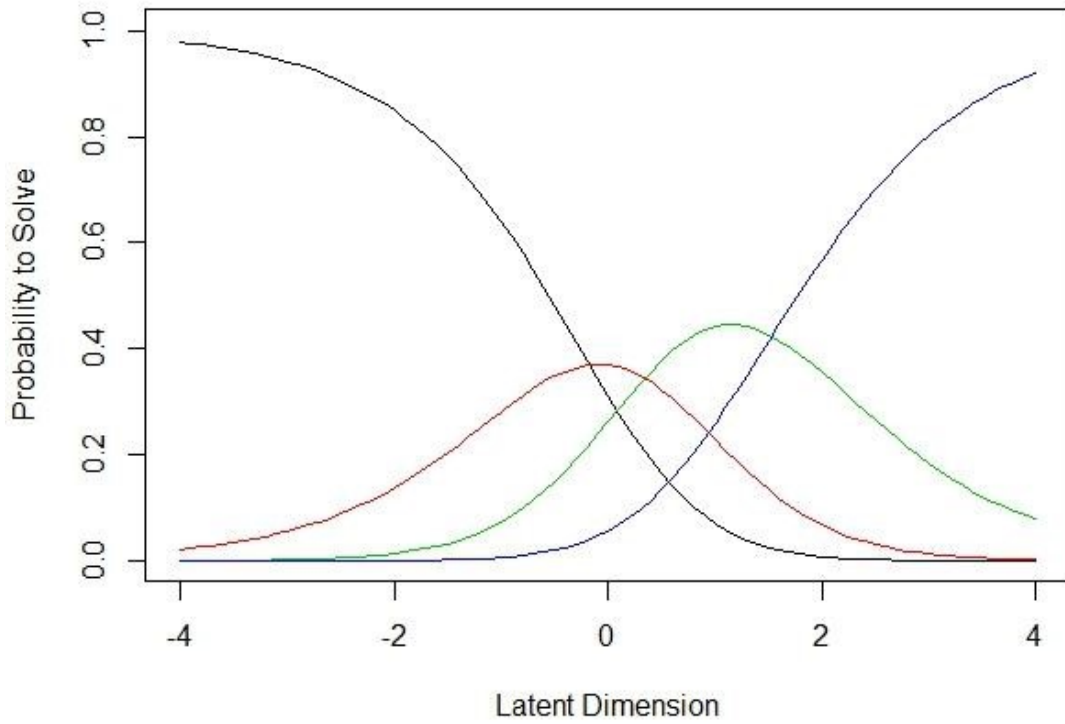


**ICC plot for item ic08x02**

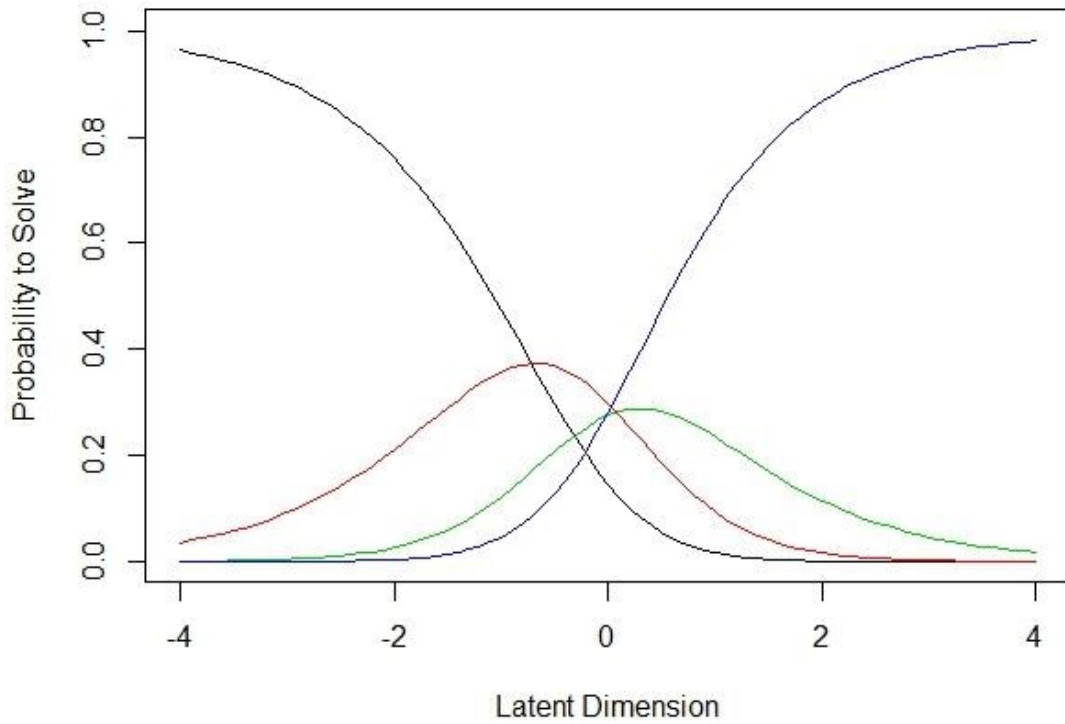




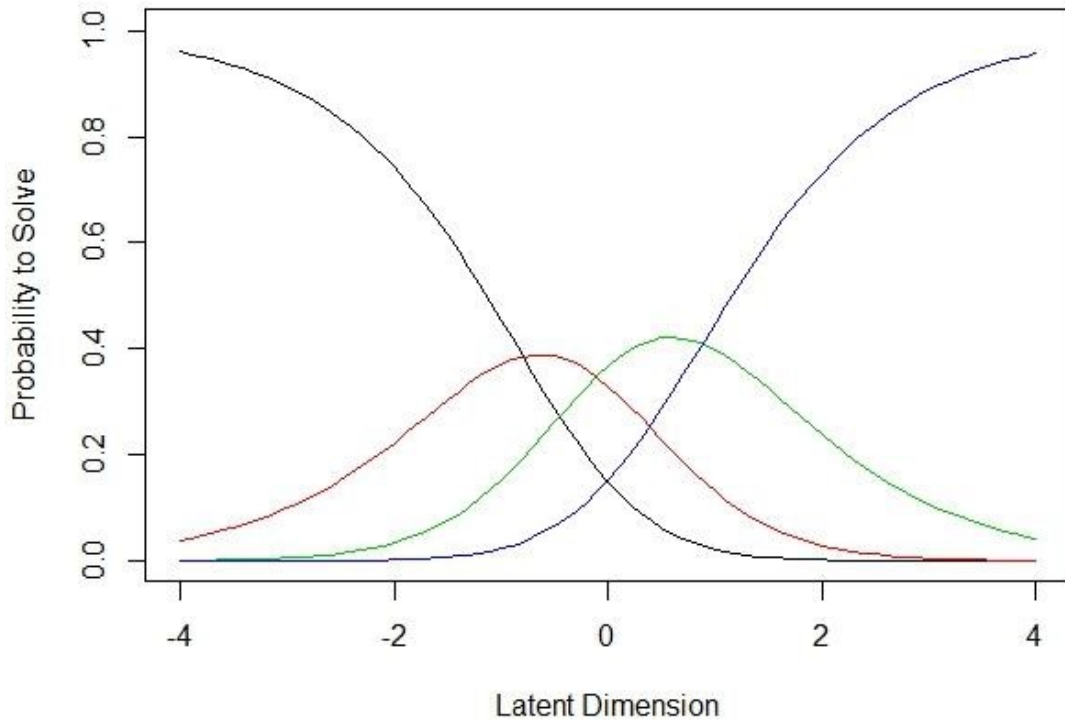
**ICC plot for item ic08x03**



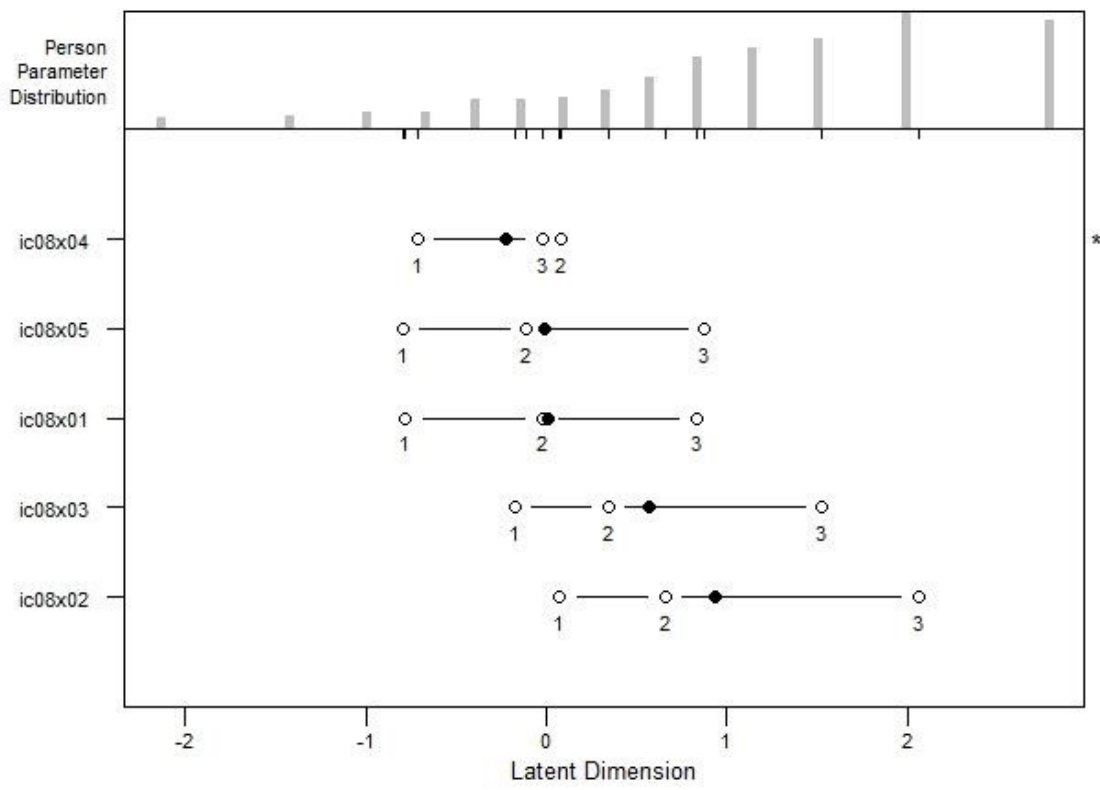
**ICC plot for item ic08x04**



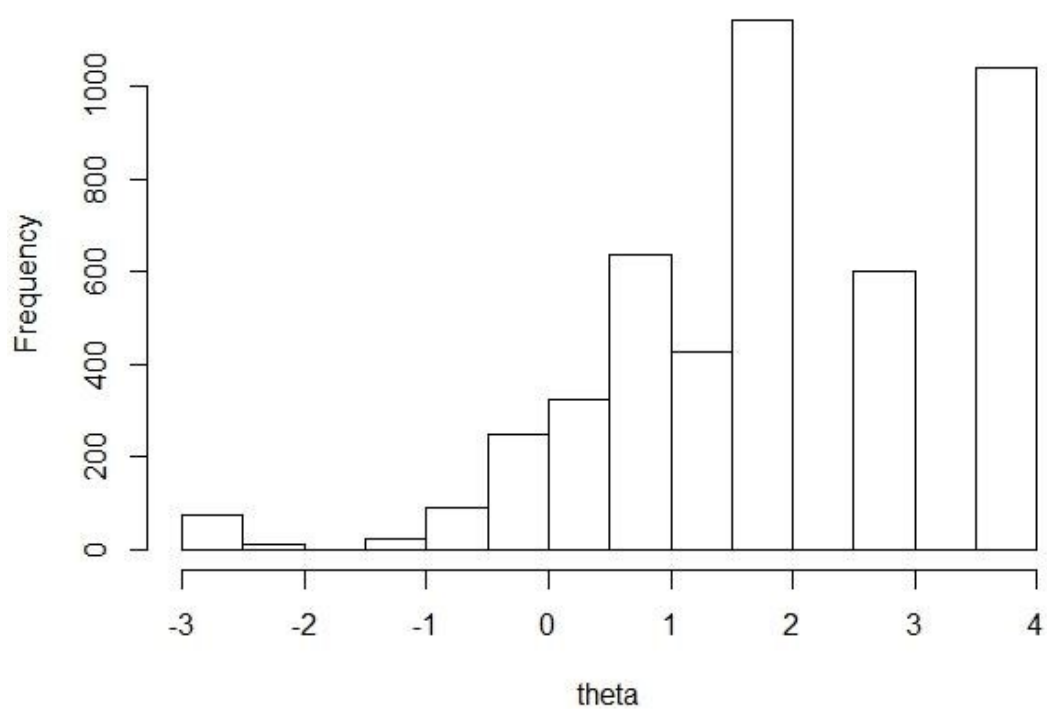
ICC plot for item ic08x05



Person-Item Map



**Histogram of theta**



Descripción del índice de autoconcepto en TIC.							
Observaciones	Media	Varianza	Desvío estándar	Mínimo	Máximo	Skewness	Kurtosis
5157	4.06	0.69	0.83	1.22	4.89	-1.26	4.33
Fuente: elaboración propia en base PISA 2009.							

Como se observa el índice presenta evidencia de ser unidimensional.

## Anexo 5

De manera genérica un modelo multinivel de dos niveles supone (Fidell & Tabachnick, 2007):

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

Dónde:

- $\gamma_{00}$  es la constante, la estimación media general. Es la media de la variable dependiente a lo largo de todos los grupos cuando todos los predictores son iguales a 0.
- $W_j$  refiere al predictor del nivel 2.
- $\gamma_{01}$  es el coeficiente de regresión, es la pendiente entre la variable dependiente y los predictores de nivel 2.
- $u_{0j}$  es el término de error aleatorio de la estimación de la constante en un grupo, con respecto a la estimación media general.
- $\gamma_{10}$  es el coeficiente de regresión, es la pendiente entre la variable dependiente y los predictores de nivel 1.
- $u_{1j}$  es el término de error de la pendiente.

El modelo vacío para cada ciclo PISA se establece con la notación anterior. A continuación se presentan los resultados para cada uno de los modelos vacíos para cada ciclo PISA y su respectivo cálculo de ICC1.

Coeficientes y significación de los modelos multinivel vacíos para los ciclos PISA.						
	ciclo 2003	Sig.	ciclo 2006	Sig.	ciclo 2009	Sig.
Constante	392,85	***	403,03	***	414,34	***
* p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001; no significativo						
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.						

Cálculo de ICC1 modelo vacío PISA 2003.				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(constante)	4334,978	439,0692	3554,45	5286,899
var(residuos)	5851,707	138,562	5586,34	6129,684
icc1 =	10186,69	100		
	4334,978	43		
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003. Base ponderada.				

Calculo de ICC1 modelo vacío PISA 2006.				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(constante)	4194,671	334,7443	3587,32	4904,85
var(residuos)	5615,075	179,0416	5274,901	5977,188
icc1 =	9809,746	100		
	4194,671	43		

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2006. Base ponderada.

Calculo de ICC1 modelo vacío PISA 2009.				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(constante)	4003,797	550,831	3057,498	5242,977
var(residuos)	4920,42	129,3697	4673,282	5180,626
icc1 =	8924,217	100		
	4003,797	45		

Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2009. Base ponderada.

En el caso de los modelos finales para cada ciclo PISA, utilizando la notación de Bryk y Raudenbush (Bryck & Raudenbush, 1992) formalmente se expresa como:

$$\begin{aligned}
 \text{valor plausible en matemática}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{mujer}) \\
 &+ \beta_{1j}(\text{índice de estatus económico, social y cultural}) \\
 &+ \beta_{2j}(\text{autoconcepto en matemática}) \\
 &+ \beta_{3j}(\text{tiempo dedicado al estudio}) + \beta_{4j}(\text{rezago}) + r_{ij} \\
 \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{tamaño de centro}) + \gamma_{02}(\text{entorno social y cultural del centro}) \\
 &+ \gamma_{03}(\text{tipo de centro}) + \gamma_{04}(\text{proporción de profesores titulados}) \\
 &+ u_{0j} \\
 \beta_{1j} &= \gamma_{10}
 \end{aligned}$$

La primera línea establece que el valor plausible en matemática es una función de la constante de cada grupo, más un componente que refleja el efecto lineal de los predictores de nivel 1, más un término de error aleatorio. La segunda línea establece que la constante de cada grupo es una función de una constante en común ( $\gamma_{00}$ ), más un componente que refleja el efecto lineal del promedio de los predictores de nivel 2, más un término de error aleatorio. La tercera línea establece que la pendiente entre los predictores de 1er. nivel y el valor plausible de matemática es constante, es decir, no varía a lo largo de los grupos.

A continuación se presentan los coeficientes para cada uno de los modelos, y posteriormente el cálculo de ICC1.

<b>Coefficientes y significación de los modelos multinivel con controles y pendiente fija para los ciclos PISA.</b>						
	ciclo 2003	Sig.	ciclo 2006	Sig.	ciclo 2009	Sig.
Mujer	-10,18	**	-28,12	***	-27,12	***
Índice de estatus económico, social y cultural	7,60	***	9,58	***	10,92	***
Autoconcepto	22,72	***	9,95	***	5,56	*
Tiempo dedicado al estudio	0,69	**	0,82	***	-0,67	.
Tamaño del centro	0,02	***	0,02	*	0,00	.
Entorno de centro						
Desfavorable	7,83	.	13,99	.	-19,36	.
Medio	20,66	*	23,01	.	-15,17	.
Favorable	48,55	*	63,32	***	-0,26	.
Muy favorable	73,68	**	104,62	***	36,55	.
Tipo de centro						
Privado	-4,48	.	-20,99	.	6,70	.
UTU	-11,35	.	1,70	.	-18,3	*
Rezago	-65,51	***	-74,90	***	-75,29	***
Profesores recibidos	7,09	.	7,48	.	-37,30	.
Constante	410,67	***	394,37	***	516,51	***
* p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001; no significativo						
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003-2006-2009. Base ponderada.						

<b>Calculo de ICC1 modelo final PISA 2003.</b>				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(constante)	469.1645	130.5231	271.968	809.3423
var(residuos)	4762.021	146.062	4484.18	5057.077
icc1 =	5231.186	100		
	469.1645	9		
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2003. Base ponderada.				

Cálculo de ICC1 modelo final PISA 2009.				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(constante)	721.4533	159.1466	468.2095	1111.671
var(residuos)	3681.658	124.4874	3445.577	3933.915
icc1 =	4403.111	100		
	721.4533	16		
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2009. Base ponderada.				

El cálculo del ICC1 de PISA 2006 difiere del cálculo del resto de los ICC1 para los demás ciclos. Esto se debe a que el modelo final del ciclo PISA 2006 posee pendiente aleatoria. Formalmente:

valor plausible  $\epsilon$  matemática<sub>ij</sub>

$$= \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{mujer})$$

$$+ \beta_{1j}(\text{índice de estatus económico, social y cultural})$$

$$+ \beta_{2j}(\text{autoconcepto en matemática})$$

$$+ \beta_{3j}(\text{tiempo dedicado al estudio}) + \beta_{4j}(\text{rezago}) + r_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{tipo de centro}) + \gamma_{02}(\text{entorno social y cultural del centro})$$

$$+ \gamma_{03}(\text{tipo de centro}) + \gamma_{04}(\text{proporción de profesores titulados})$$

$$+ \nu_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}$$

La última línea del modelo incluye el término de error  $u_{2j}$ , este término indica que la pendiente del el índice de estatus económico, social y cultural, y el valor plausible en matemática varía aleatoriamente a lo largo de los grupos. Por lo cual el cálculo del ICC1 del ciclo PISA 2006 con pendiente aleatoria es:

Cálculo de ICC1 modelo final PISA 2006.				
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior
var(índice de estatus económico, social y cultural)	156.0148	80.62783	56.65891	429.5991
var(constante)	574.8186	131.9644	366.5352	901.4591
var(residuos)	4601.346	178.0054	4265.361	4963.798
icc1 =	5332.179	100		
	574.8186	11		
	156.0148	3		
Fuente: elaboración propia en base a microdatos encuesta PISA 2006. Base ponderada.				

## Anexo 6

El propósito del modelo multinivel con individuos anidados en ciclos intenta dar cuenta de los cambios en PISA a lo largo de los últimos años en los que la prueba fue realizada. El contexto social y económico del país cambio desde PISA 2003, hasta PISA 2009; así como los periodos en los cuales nacieron, se escolarizaron y socializaron los jóvenes de las distintas cohortes PISA. Bajo esta razón teórica se realiza la prueba de este modelo, el cual no se realizó en 3 niveles (individuos, centros y ciclo), debido a que el identificador de grupo cambia de ciclo en ciclo, y los centros muestreados no siempre son los mismos.

Formalmente el modelo vacío:

$$matematica_{ij} = \beta_{0j} + \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j}$$

valor plausible en

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

A continuación se presenta las salidas para el modelo vacío, el cálculo del ICC1, y la prueba de pertinencia frente a un modelo de regresión lineal simple<sup>30</sup>.

Coeficientes del modelo vacío y cálculo de ICC1 para modelo multinivel: individuos anidados en ciclos.						
Valor plausible en matemática	Coeficiente	Error estándar	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Constante	424.408	5.148481	82.43	0	414.3172	434.4989
Random-effects Parameters						
	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
var(constante)	77.79562	64.97274	15.13754	399.8113		
var(residuos)	9481.302	103.9832	9279.674	9687.312		
icc1 =	9559.098	100				
	77.79562	0.81				
Fuente: elaboración propia en base microdatos PISA 2006-2006-2009						

<sup>30</sup> Por detalles de la prueba de un modelo lineal frente a uno multinivel remítase al Anexo 2.



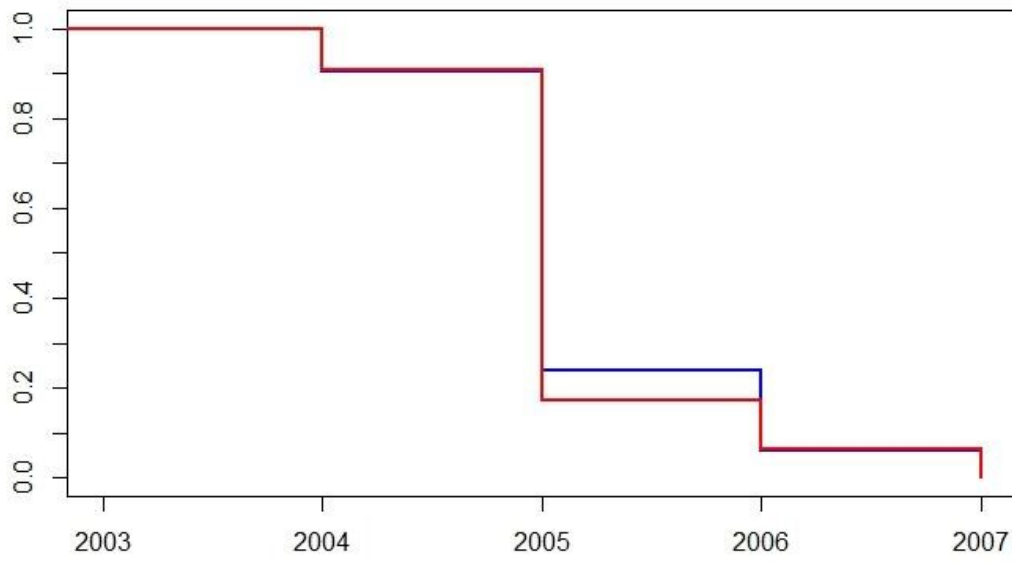
<b>Likelihood-ratio test regresión lineal VS ciclos PISA (individuos anidados en ciclos).</b>		
Likelihood-ratio test (Assumption: OLS nested	LR chi2(1) in multilevel)	= 119.09 Prob > chi2 = 0.000
Fuente: elaboración propia en base microdatos PISA 2006-20062009.		

A continuación se presenta el modelo final para el ciclo anidado en años, junto con el cálculo de ICC1.

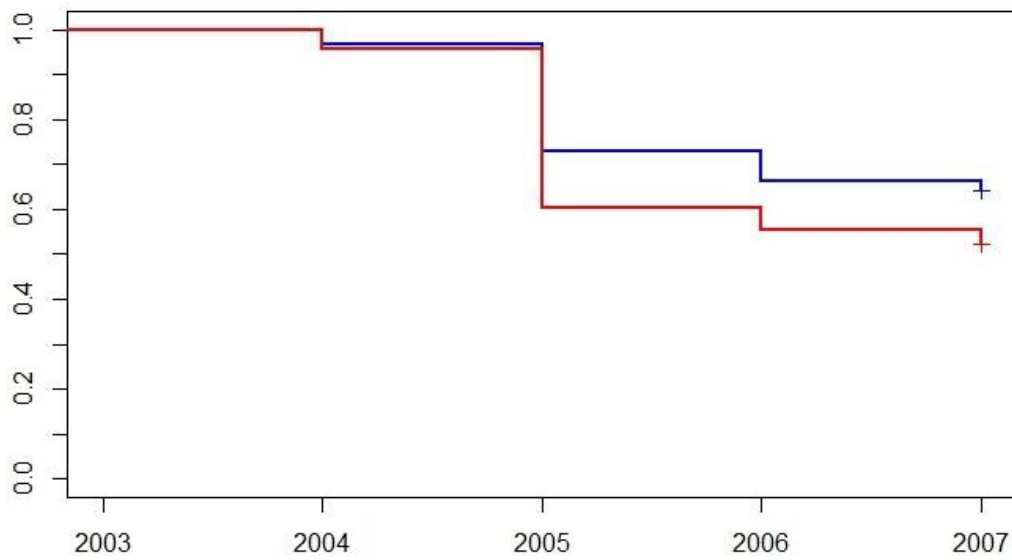
<b>Coefficientes del modelo final y cálculo de ICC1 para modelo multinivel: individuos anidados en ciclos.</b>						
Valor plausible matemática	Coefficiente	Error estándar	z	P>z	Límite inferior	Límite superior
Índice de estatus económico, social y cultural	37.63539	1.699921	22.14	0	34.3036	40.96717
Constante	443.7201	5.789083	76.65	0	432.3737	455.0665
Random-effects Parameters	Estimación	Error estándar robusto	Límite inferior	Límite superior		
var(Índice de estatus económico, social y cultural)	7.676886	7.091943	1.255571	46.93848		
var(constante)	98.90507	82.02564	19.46639	502.518		
var(residuos)	7496.789	82.61915	7336.595	7660.481		
icc1 =	7603.37096	100				
	98.90507	1.30				
	7.676886	0.10				
Fuente: elaboración propia en base microdatos PISA 2006-2006-2009.						

**Anexo 7.**  
Por sexo.

**Calendaria de acreditación**

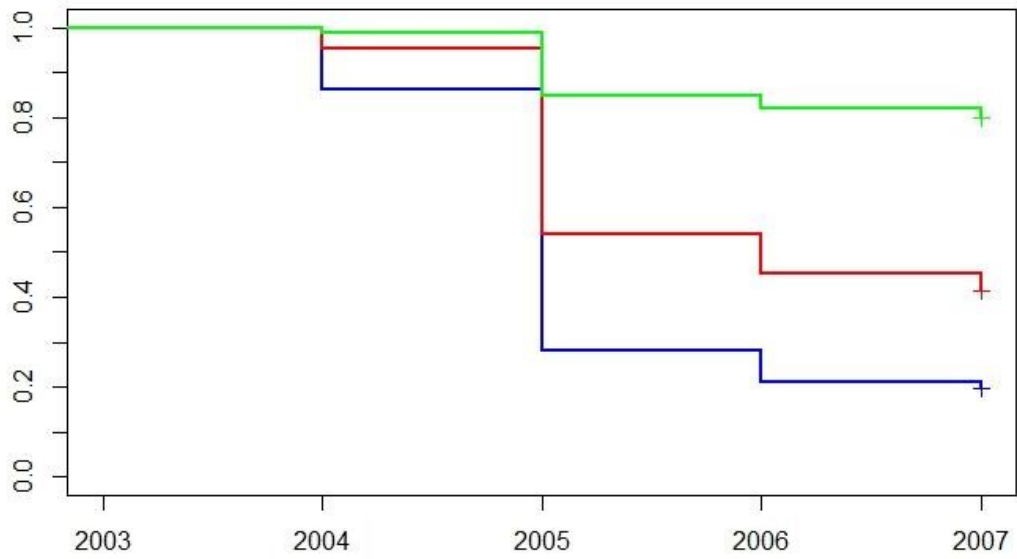


**Proporción de acreditados**

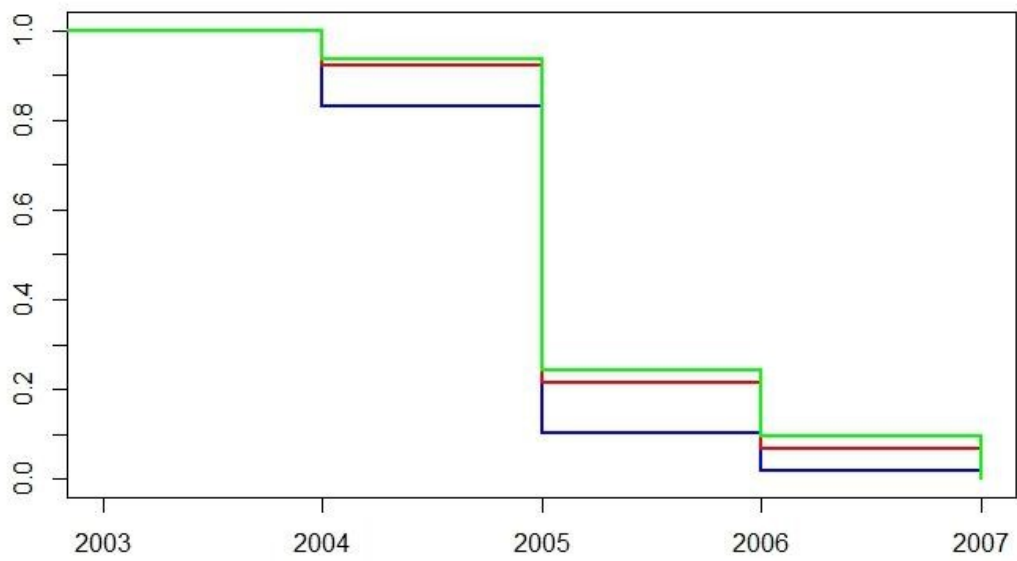


Por estrato:

**Proporción de acreditados**

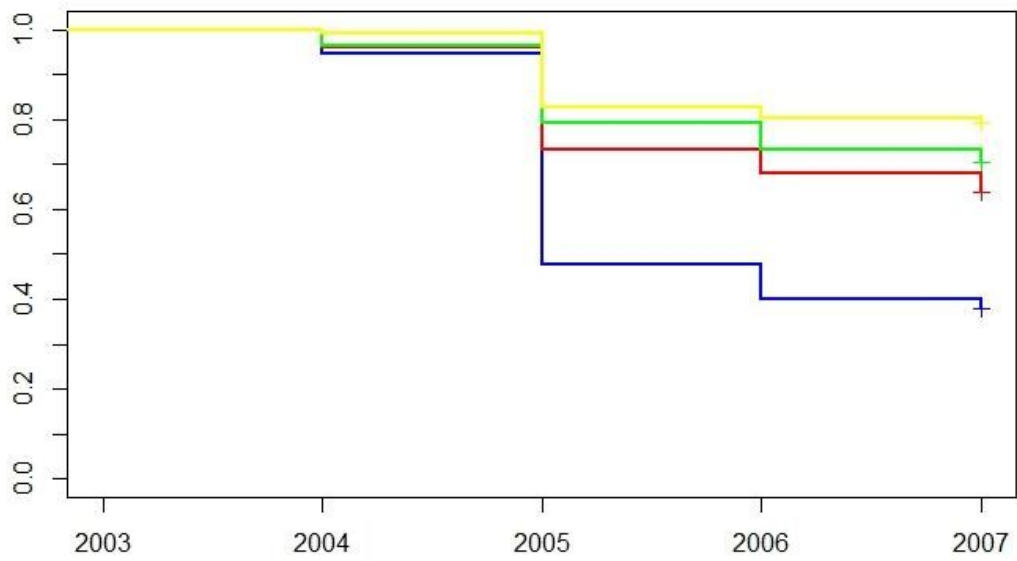


**Calendario de acreditación**

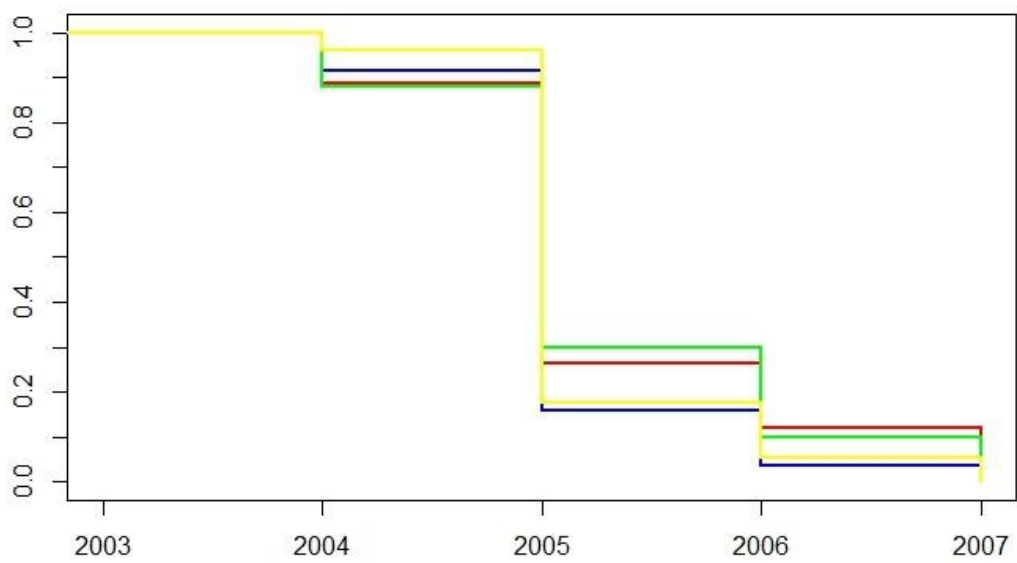


Por categoría ocupación del hogar de origen:

**Proporción de acreditados**

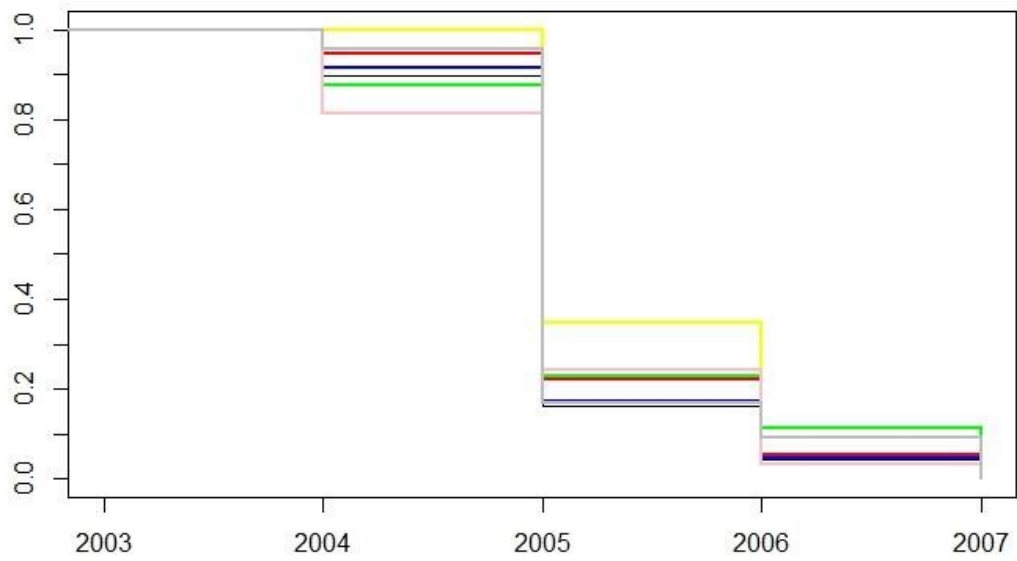


**Calendario de acreditación**

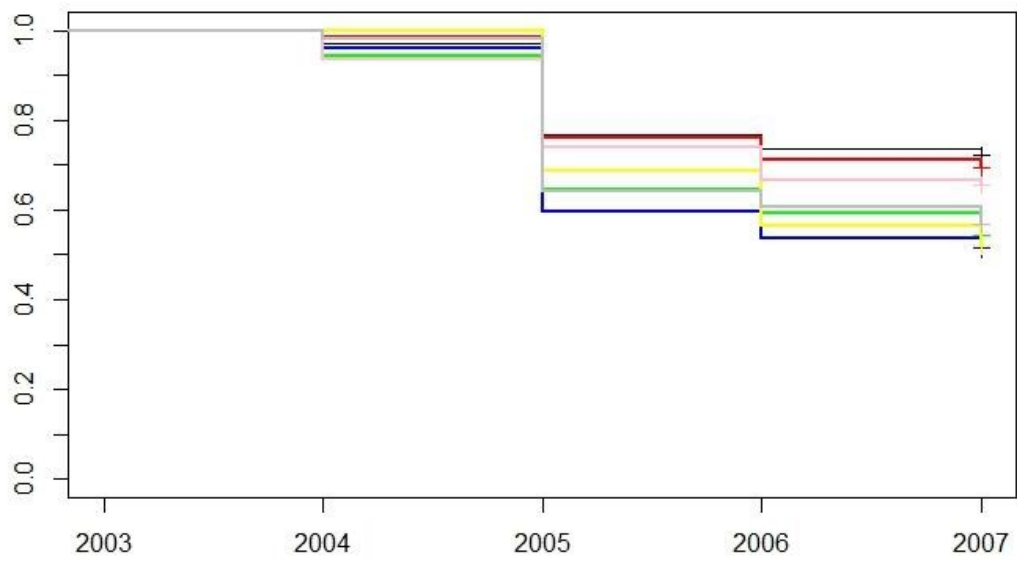


Por region:

**Calendaria de acreditación**



**Proporción de acreditados**



## Anexo 8.

Los modelos logísticos multinomiales se utilizan para estimar la probabilidad de ocurrencia de un evento, estando ese evento expresado en una variable no continua, ni dicotómica y del tipo nominal. Formalmente, el modelo de análisis del presente informe:

Modelo logístico multinomial: acreditación, desafiliación y rezago.						
	Desafiliación en relación a acreditación		Rezago en relación a acreditación		Acreditación en relación a desafiliación	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
Categoría ocupacional						
No manual no calificado	0,77	***	0,58	**	-0,77	***
Manual calificado	0,54	**	0,60	**	-0,54	**
Manual no calificado	1,17	***	0,66	**	-1,17	***
Mujer	-1,11	***	-1,12	***	1,11	***
Estrato PISA						
Estrato 2	0,66	**	0,97	***	-0,66	*
Estrato 3	1,64	***	2,13	***	-1,64	***
Región						
Nor-este	-0,25	.	-0,50	.	0,25	.
Canelones	-0,72	**	-0,72	***	0,72	***
Colonia	-0,91	*	-1,28	***	0,91	*
Litoral	-0,92	***	-0,99	***	0,92	***
Centro-este	-1,02	***	-1,10	***	1,02	***
Maldonado	-0,08	.	-0,09	.	0,08	.
Haber trabajado mientras cursaba	1,05	***	0,16	.	-1,05	***
Tipo de centro						
Privado	-0,68	.	-0,50	.	0,68	.
Técnico	-0,47	.	-0,53	*	0,47	.
Emancipado	1,26	**	0,85	.	-1,26	**
Rezago	2,78	***	2,11	***	-2,78	***
Paternidad/maternidad	1,61	***	1,69	***	-1,61	***
Conyugalidad	-0,54	.	-0,74	.	0,54	.
Entorno de centro 2003						
Desfavorable	-0,52	.	-0,67	.	0,51	.
Medio	-0,59	.	-0,96	**	0,59	.
Favorable	-1,51	***	-1,24	**	1,51	***
Muy favorable	-3,30	***	-2,47	***	3,30	***
Constante	-0,75	.	-0,41	.	0,75	.
* p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001; no significativo.						
Fuente: elaboración propia en base a panel PISA-L 2003-2007. Base ponderada.						