

**Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
Departamento de Sociología**

Documento de Trabajo n°76

Reformas transitorias y desigualdades educativas persistentes. El caso de Uruguay entre 1996 y 2002^{1,2}

Dr. Tabaré Fernández Aguerre³

Montevideo, 1 de marzo de 2006

¹ Paper elaborado para el Proyecto *Inequality Revisited: International Perspectives in Research and Policy in the Twenty- First Century*. Richard Teese (Coord). University of Melbourne, Australia.

² Agradezco los comentarios y sugerencias que a una versión preliminar hicieron Nicolás Bentancur, Carlos Casacuberta y Verónica Filardo.

³ Doctor en Sociología por El Colegio de México. Profesor Investigador de la Universidad de la República y de la Universidad Católica del Uruguay.

1. INTRODUCCIÓN

En Uruguay, la educación es, desde fines del siglo XIX, la más importante política pública de desarrollo social y de construcción de ciudadanía. A través de una muy temprana institucionalización (1876) el Estado construyó un Sistema de Educación Primaria sobre los principios de laicidad, obligatoriedad y gratuidad que alcanzó el acceso universal hacia fines de los años cuarenta y el egreso universal en los años sesenta (CEPAL, 1990).

Por normativas constitucionales y legales, el Estado ha sido siempre el principal agente educativo en todos los niveles (inicial, primaria, media y superior). Diseña y promulga los currícula oficial; detenta el monopolio legal de la acreditación a los maestros; autoriza los textos oficiales; establece el calendario oficial anual y es prácticamente el único inversor y financiador de la educación.

Un conjunto de estudios realizados ya en 1960 por la Comisión de Inversiones y Desarrollo Económico (CIDE), y reiterados en sus principales conclusiones treinta años después, indicaron contundentemente que el modelo de desarrollo educativo estaba agotado. Los diagnósticos anotaban fuertes carencias presupuestales generadas tanto por la Dictadura Militar (1973-1985) como por la política de ajuste estructural iniciada en 1990; una baja calidad de los aprendizajes y una desigual distribución social que comprometía el logro de la igualdad de oportunidades de resultados; y múltiples inercias institucionales que bloqueaban las innovaciones necesarias para adecuar el sistema a las competencias lingüísticas, matemáticas y científicas requeridas por una pujante globalización económica y cultural vehiculizada por un uso intensivo de conocimientos (CEPAL, 1991, 1992 Y 1994).

Este trabajo tiene por objetivo realizar una primera y por tanto provisoria, evaluación de los impactos que pudieran haber tenido un vigoroso Programa de Reformas de la Educación Primaria Pública iniciado en el año 1996. El objeto de la atención en este trabajo serán los desempeños de los alumnos en las áreas de lengua y matemática. Tres son las preguntas que guían el análisis. ¿Mejóro la calidad de la educación primaria en el sexenio 1996-2002? ¿Se ha modificado la desigual distribución de conocimientos según clase y sexo del alumno? Y finalmente, ¿se pueden atribuir a las reformas los cambios identificados?.

2. PROBLEMA E HIPÓTESIS

La comparación *longitudinal* de la estructura de *determinantes* del desempeño escolar resulta un ejercicio que se encuentra anclado en dos áreas académicas lindantes: por un lado, el análisis de las políticas públicas, en particular de las reformas del estado en América Latina en los años 90, y por otro, la evaluación de impacto que esas reformas tuvieron sobre beneficiarios directos. Esto presenta desafíos teórico-metodológicos tanto desde el punto de vista académico como también desde el punto de vista aplicado: la inferencia causal en el contexto de la competencia de múltiples hipótesis invalidantes rivales, incluidas aquí las

interpretaciones divergentes sobre la propia naturaleza técnica y el alcance político de las reformas. En un reciente documento que ensaya comparar las reformas en la educación en 8 países latinoamericanos, se partía proponiendo:

“Potencialmente, los efectos acumulativos de estas reformas pueden, con el tiempo, producir mejoras importantes en los resultados educativos, y en algunos casos, ganancias políticas sustanciales para los gobiernos involucrados. Por otro lado, las reformas de cambio incremental pueden ser vulnerables a una reversión si no se refuerzan con cambios en otros aspectos del sistema, o si se producen cambios significativos en los equipos del ministerio que conduzcan a que se les retire el apoyo político necesario para llevar a cabo estas transformaciones” (Kauffman & Nelson, 2005: 10-11. Subrayado propio).

La primera hipótesis de los autores es que las reformas tienen *efectos acumulativos* en el tiempo, produciendo *mejoras* importantes en los resultados educativos. Compartiendo este punto de vista, aquí exploraré la hipótesis general de que **hacia el 2002, el fuerte protagonismo histórico del Estado y la focalización de acciones sobre los contextos socioculturales desfavorables desde 1996, estaría asociado con el incremento de la calidad y en la disminución de la desigualdad educativa**. Si esto fuera correcto, Uruguay se presenta como un caso atípico en la región: no sólo porque es uno de los pocos que informa de *avances* en los desempeños luego de un período de reformas (junto con México), sino porque mostraría los éxitos que podría tener una política con destacado carácter *estatista* que rechazó cualquier distribución de responsabilidades o recursos con el sector privado (como al contrario, lo hicieron Chile, Argentina y Colombia, por ejemplo).

Vinculado con lo anterior, Kauffman & Nelson (2005) están indicando una pretensión aún más fuerte, de tipo causal: las mejoras fueron *producidas por las reformas* y no serían el resultado de otros procesos. Someter a contraste empírico este enunciado exige realizar un ejercicio riguroso de evaluación de impacto, que excede con mucho los alcances de este trabajo. Sin embargo, puede ser revisada con un sentido más débil, ajustando eventuales cambios en el desempeño evaluado de los alumnos mediante indicadores sociofamiliares individuales y agregados, y sometiendo a prueba la hipótesis de que hubo un cambio en las relaciones entre las variables estructurales y los logros.

La tercera afirmación de Kauffman & Nelson que resulta de interés para este trabajo se refiere a la *reversión* de las políticas ante ganancias políticas insuficientes. Con base en otros estudios y tal como se desarrollará en el sección 4 de este trabajo, mi hipótesis es que si entre las dos administraciones responsables del Programa de Reformas uruguayo hubo continuidad de discursos pero cambio de elencos y de criterios de gerenciamiento que **serían de importancia clave para entender inflexiones en las tendencias observadas en la calidad y la equidad de los aprendizajes**. Las reformas habrían constituido un programa transitorio con escasos consensos estratégicos de largo plazo entre la elite dirigente de la educación pública.

3. ANTECEDENTES

En América Latina, son pocos los sistemas de evaluación de aprendizajes institucionalizados y con alto nivel técnico (Ferrer, 2005; Ravela, 2001). Esto restringe la posibilidad de realizar comparaciones de desempeño en el tiempo, o más aún plantearse ejercicios de evaluación de impacto de políticas educativas. En la revisión de antecedentes, se identificaron tres casos nacionales además del Uruguay.

Chile es un caso destacado. Desde 1995 se inició una vigorosa reforma de la educación básica y media que entre otras cuestiones, elevó sustantivamente el presupuesto sectorial, extendió la jornada escolar completa, estableció un esquema monetario de incentivos docentes por desempeño de sus alumnos e introdujo la alfabetización digital. Cuenta desde 1987, con un riguroso Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (SIMCE) que tiene como objetivo proporcionar información objetiva para tomar decisiones educativas en el mercado a las familias y a los agentes oferentes de educación. El Ministerio ha presentado hasta el presente (2006), 6 informes de evaluación de aprendizajes en los que se realiza el ejercicio de comparar los resultados obtenidos por dos cohortes de alumnos separadas al menos 3 años⁴. La primera ocasión fue con 4to. Básico en 1999 y aunque no se reportaron márgenes de error, se indicó que no hubo avances. La finalización del nivel Básico fue evaluado comparativamente en dos ocasiones: 2000 y 2004. Tanto en el año 2000 como en el año 2004 se indicó que a nivel nacional no hubo mejoramiento de los aprendizajes, ni en castellano ni en matemática. La única excepción observada fue en 2004 donde mejoró el puntaje en matemática para los alumnos que asistían a escuelas del contexto alto (SIMCE, 2004: 14 y 15). En todos los casos se utilizó la misma metodología: una prueba de hipótesis fundada en la diferencia de promedios no ajustados.

México presentó por primera vez un análisis comparativo en el reporte anual sobre la *Calidad de la Educación Básica 2005* (INEE, 2005: capítulo 3) con base en un estudio hecho por Backoff y col. (2005). En éste se indica que en el período hubo una ganancia significativa de 27 puntos para comprensión lectora y de 17 puntos para matemática en 6to de Primaria. Este mejoramiento habría sido sistemático en ambas áreas para los alumnos asistentes a las escuelas urbanas públicas, las escuelas privadas y el sector indígena. En las escuelas rurales públicas habrían también se habría mejorado el desempeño en comprensión lectora. Desde el punto de vista estadístico, el análisis se hace mediante prueba de diferencia de medias no ajustadas. Esto no permite discriminar si el incremento detectado obedece a un mejoramiento en los indicadores sociales del país que ha sido reportado reiteradamente, por ejemplo, en los informes sobre pobreza por parte de la Secretaría de Desarrollo Social.

Perú realizó conjuntamente con la evaluación del año 2004 una primera comparación del rendimiento de los alumnos de 6to Primaria y 5to. Secundaria evaluados en 1998. Según el

⁴ Véase página web del SIMCE: www.simce.cl

informe publicado por la Unidad de Medición de la Calidad⁵, en el primer caso no hubo diferencias estadísticas significativas ni en las áreas de comunicación ni en lógico-matemático. El instrumento utilizado nuevamente fue la prueba de hipótesis de diferencia entre medias no ajustadas por indicadores sociales.

Finalmente, **Uruguay** presentó en 1999 y en 2002 informes de resultados de las evaluaciones en 6to. Primaria comparativos respecto de 1996, línea de año base para evaluar impactos de las reformas. Al contrario de Chile y Perú, y al igual que en México, se detectó un mejoramiento de la calidad en el período. En el informe de 1999 se indica que tanto en lengua como en matemática hubo un incremento en la proporción de alumnos suficientes que supera el margen de error muestral computado. Al analizar las variaciones según contextos socioculturales de las escuelas, sólo se puede afirmar significativamente que los mejoramientos se verificaron *únicamente* en el contexto muy desfavorable (UMRE, 1999:25,29). En el informe del año 2002, se identificaron mejoramientos tanto en lengua como en matemática que superaron los márgenes de error; además éstos alcanzaron a las escuelas de los contexto medio, desfavorable y muy desfavorable para lengua y todos excepto muy favorable en matemática (PEA, 2002: 21, 29,30).

En todos los casos en que en la región se compararon resultados, se aplicó como instrumento estadístico la prueba de hipótesis de diferencia de medias no ajustadas para muestras independientes. Esto implica introducir un sesgo fundamental. Es más que aceptado que los indicadores sociales explican una parte importante en la varianza “cross-sectional” de los desempeños. El argumento se puede extender al estudio temporal. Cuando no se ajustan las medias, no es posible discriminar si la evolución positiva o incluso la invarianza puede estar producida en parte por un cambio en el perfil social del alumnado. En todos los países, y a pesar de las fases recesivas de la economía, se han reportado mejoramientos sea en los indicadores de pobreza, como en los niveles de consumo y en los niveles de escolarización. Esta es una tendencia de más larga duración y por tanto susceptible de ser tratada bajo el concepto de “efecto historia” introducida en el lenguaje de los diseños experimentales y cuasi-experimentales.

4. LA REFORMA DE LA EDUCACIÓN Y SUS POSIBLES EFECTOS

4.A. VISIÓN DE CONJUNTO

Entre 1995 y 2004, la Administración Nacional de Educación Pública (ANEP) instrumentó un Programa de Reformas en la Educación Pública Básica, parcialmente financiado por el Banco Mundial y el Banco Interamericano de Desarrollo. Nació siendo parte de los objetivos electorales de la administración Sanguinetti (1995-1999) y continuó durante la administración Batlle (2000-2004). Con la asunción por primera vez en la historia, de un

⁵ Vide página web de la UMC: www.minedu.gob.pe/umc/otros/resultadosEN2004.zip

gobierno de izquierda en 2005, las nuevas autoridades educativas suspendieron la aplicación de prácticamente todas las reformas. A pesar de que ambas administraciones impulsoras fueron de centro-derecha, este Programa se colocó en las antípodas de las políticas educativas neoliberales. A pesar de su aparente continuidad por 10 años, entre los años 2000 y 2001 se introdujeron cambios cruciales que modificaron fuertemente la estrategia y los objetivos. Esto se explica en parte por el papel gravitante que tuvo entre 1995 y 1999 quien fuera la principal figura reformista: Germán Rama. De aquí el adjetivo *transitorias* para las reformas emprendidas.

En 1995, las autoridades eligieron la Ley de Presupuesto Quinquenal para establecer los objetivos del Programa sobre las bases de los diagnósticos hechos por la CEPAL (1990,1991,1992, 1994). No hubo un documento general de política educativa, sino hasta que la ANEP presentara a mediados de 1999 una exposición de motivos y el balance de lo actuado. A pesar de su origen legal, las reformas no modificaron el ordenamiento jurídico ni la distribución de competencias ni la estructura institucional. Se mantuvo la misma Ley de Educación n° 15.737 de 1985 y la vigencia las normativas la Constitución de 1966.

El Programa de Reformas se propuso cuatro objetivos generales para todo el sistema educativo nacional: 1) consolidar la equidad social, considerando que el 40% de los niños y jóvenes pertenecen al primer quintil de ingresos; 2) dignificar la formación y función docentes, capacitando los actuales docentes; 3) mejorar la calidad educativa que se sustenta tanto en la mejora de la formación de los recursos humanos como en la prestación del servicio; y 4) fortalecer la gestión institucional, que sirve de apoyo a los tres anteriores objetivos (ANEP, 1999:7-8).

El diseño de los **objetivos específicos** se hizo diferenciando cada nivel del sistema educativo. De esta forma combinó estrategias universales con focalizadas. Por ejemplo, en Educación Inicial se propuso la universalización (y obligatoriedad) de la cobertura en 4 y 5 años y la introducción de un innovador Diseño Curricular Abierto para todo el ciclo. En Primaria, el objetivo fue atender a los niños originados en los hogares más desfavorecidos a través de una nueva modalidad de Escuelas de Tiempo Completo y de otros instrumentos para escuelas “de contexto crítico”. En los primeros tres años de la Educación Media, se impulsó la universalización de la cobertura mediante un Ciclo Básico General prestado mediante un nuevo modelo de centro educativo y con un Plan por áreas integradas (Plan 1996) que se mantuvo vigente hasta el año 2005⁶. No hubo en cambio objetivos ni cambio alguno planeado para la Educación Media General hasta el 2002. Ese año se aprobó un nuevo Plan Curricular para los Bachilleratos, implementado experimentalmente durante los años 2003 y 2004.

A su vez la **estrategia** política para la implementación se adaptó a las singulares características que presentaban las las instituciones de gobierno y las posiciones de los

⁶ El nuevo modelo de organización y gestión tuvo una vida más corta. Terminó en 2001 cuando las autoridades decidieron cambiar radicalmente la asignación de recursos docentes que suponía que cada profesor era designado con una unidades docente de 25 horas para trabajar de preferencia en un único centro educativo.

sindicatos docentes. En ámbito del Consejo de Educación Primaria, las políticas de universalización de Inicial y de focalización contaron con el “consentimiento pasivo” de la Federación Uruguaya del Magisterio (FUM) y se instrumentaron a través de la burocracia estatal con una participación reducida de personal técnico contratado por el Banco Mundial a través del Proyecto de Mejoramiento de la Educación Primaria (MECAP), particular aunque no exclusivamente en la construcción de aulas y escuelas. En el ámbito del Consejo de Educación Secundaria, el nuevo Ciclo Básico fue llevado adelante principalmente con fondos del Banco Interamericano de Desarrollo; a través de una estructura ad-hoc denominada Programa de Mejoramiento de la Educación Secundaria y Formación Docente (MESYFOD) y con una pelea frontal con la Federación Nacional de Profesores (FENAPES). La burocracia tradicional participó en forma tardía aunque progresiva y en general en tareas de implementación pero no de diseño. Finalmente, en el ámbito del Consejo de Educación Técnico Profesional (CETP), se desplegó una estrategia de acuerdos ad-hoc con la Asociación de Funcionarios (AFUTU) que permitió iniciar una gradual modificación de la estructura burocrática, rediseño de la alta gerencia, con progresivos cambios en el estilo de la supervisión y gestión de las escuelas, y la creación de los BT con que se igualó formalmente la credencial técnica a la credencial general provista por el CES.

4.B. LAS REFORMAS EN LA EDUCACIÓN PRIMARIA

Las reformas iniciadas en 1996 recurrieron una combinación de estrategias con contenidos gerenciales, curriculares y formativos, con un enfoque sistémico y estrategias tanto universalistas como focalizadas, en donde se pueden inferir también objetivos secundarios, no manifiestos y de largo plazo que resulta ser tanto o más importantes que los objetivos declarados e inmediatos. A los efectos de esta investigación, interesan detallar nueve proyectos que por sus características, deberían haber contribuido en el mediano plazo a una mejora de la calidad educativa. Comenzaré por aquellas “universalistas” y finalizaré por las focalizadas.

La extensión, fortalecimiento y renovación del Nivel de Educación Inicial estuvo a cargo del Consejo de Educación Primaria. Se instrumentó mediante la anexión de este servicio en escuelas comunes⁷, la aprobación de un Nuevo Marco Curricular (1997) y la distribución de nuevo material didáctico con el apoyo financiero del Banco Mundial. Para 2003, el 80.4% de la matrícula estaba atendida por el Estado. En el período alcanzó una cobertura del 90% para el nivel de 5 años, y del 80 % el nivel de 4 años de edad (Gie, 2005: 49-50). Se puede suponer que este componente tuvo efectos directos sobre la generaciones de sextos años evaluadas en 2002.

La actualización pedagógico-didáctica de los inspectores de escuelas primarias en servicio fue otra política universalista. Entre octubre de 1995 y mayo de 1996, la Reforma

⁷ Hubo otras experiencias aunque fueron marginales en términos de matrícula, tales como los clásicos Jardines de Infantes o los Jardines de Infantes de Ciclo Inicial (JICI), éstos últimos impartiendo hasta 2º grado de Primaria.

empieza por el cuerpo de Inspectores Distritales, reuniendo a 90 de ellos en dos seminarios sucesivos de "Fortalecimiento de la Gestión Educativa y Escolar" con el fin de actualizarlos tanto en el plano del debate político, en la planificación estratégica, en la investigación educativa y en la didáctica. Esta re-orientación alcanzó fundamentalmente a los más "jóvenes" inspectores, que unos años después se encontraban concursando para los rangos superiores (Departamentales y Nacionales). Si bien no hay estudios específicos, se podría arriesgar la hipótesis de que los efectos de este componente fueron más o menos extensos según la Jurisdicción pero que en general "aggiornó" el marco burocratizado de prácticas de gestión y supervisión.

En tercer lugar, la Reforma incrementó la periodicidad de cursos intensivos y posteriores concursos generales para maestros aspirantes a desempeñarse como Directores de Escuelas Comunes, Escuelas de Práctica (pre-magisterial) y Escuelas de Tiempo Completo. Entre 1997 y 2000, en todos estos casos, las propias bases del concurso marcaban una extensa bibliografía que conformaba un "coursepack" pedagógico-didáctico cuasi-oficial. Aunque no existen estudios al respecto, es razonable suponer que este componente de la Reforma contribuyó a proveer a todo el magisterio del sector público, de un "nuevo lenguaje técnico": "competencias", "escuelas eficaces", "liderazgo pedagógico", "planificación estratégica", "proyecto de centro", "indicadores de resultado", "significatividad del aprendizaje", "error constructivo", etc.

En cuarto lugar, la constitución de un sistema de evaluación de aprendizajes tuvo un alcance universal. Entre 1995 y 1996 se establece el documento marco denominado "Fundamentos" que obtuvo el consenso del sindicato y de representantes del magisterio de todas las regiones (UMRE, 1996 A). Las rigurosas e innovadoras características técnicas marcaron un paradigma muy singular en el contexto de la región (Ravela, 2001). Las pruebas se diseñarían a partir de un enfoque basado en competencias pedagógicamente fundamentadas y no el Programa Vigente de Primaria. La construcción de los reactivos y la selección de los mismos para las pruebas se ajustaría al modelo criterial y no al normativo. Los resultados se informarían como "porcentaje de alumnos suficientes", implementando un estándar de desempeño correcto en el 60% de las actividades de la prueba. La periodicidad de las pruebas fue mantenida: se realizarían cada tres años a partir de 1996 (ver más abajo para los detalles técnicos). El aporte más importante de este proceso consultivo fue la denominada "Tabla de Especificaciones" que contenía, para matemática y para lengua, cuáles eran las competencias principales y qué tipo de contenidos estarían asociados a sus desarrollo. Un importante sub-producto de la primera evaluación de aprendizajes fue la construcción de un indicador de contexto sociocultural de la escuela, utilizado luego para la focalización de varias políticas. Para el año 2003 se estimaba que un 44,8% de los maestros había leído el informe de evaluación de 1999 (Fernández et al, 2000: cuadro IV.4), en tanto que para el 2003 en la peor hipótesis uno de cada tres maestros habían leído sólo un documento (Fernández & Midaglia, 2005: cuadro 4.1).

En quinto lugar entre las políticas universales se encuentran los fondos concursables denominados "Proyectos de Mejoramiento Educativo" (PME) financiados por el Banco Mundial, que fueron evaluados críticamente en 1997 y reorientados. Bajo el objetivo general

de contribuir al fortalecimiento de una cultura profesional y colegiada de los maestros de la escuela participante, se buscó con los PME estimular la introducción de innovaciones didácticas susceptibles de disminuir la repetición y elevar la calidad de los aprendizajes en las áreas básicas de lengua, matemática y ciencias ⁸. Entre 1995 y 2002 se ejecutaron 1031 PME, lo que informa de una cobertura bruta que superó el 50% de las escuelas públicas del país.

En sexto lugar, se encuentra el componente “libros y textos” de la Reforma. En 1997 para Educación Inicial y en 1998 para toda la Educación Primaria, se puso en marcha una licitación para la edición de nuevos textos escolares donde se fundamentaban el debate teórico psicopedagógico contemporáneo los nuevos contenidos y estrategias de enseñanza para cada grado. Todos los niños asistentes a escuelas públicas recibieron en calidad de préstamo anual, un juego de libros a partir de 1998. Estos textos estaban en consonancia tanto con los cursos y concursos de Inspección y Dirección, y también con el Programa de Actualización en Servicio. También desde 1997 se añadió el suministro a cada escuela de un paquete de recursos didácticos modernos (desde mapas, microscopios hasta juegos didácticos para pre-escolares), que en combinación con los textos, tuvieron por objeto racionalizar y actualizar las prácticas de aula según las corrientes pedagógicas predominantes (básicamente constructivistas y focalizadas en la lecto-escritura y las competencias matemáticas de resolución de problemas).

Entre las **políticas focalizadas**, aquí resultan de importancia en primer lugar, referirse al Programa de **Capacitación de Maestros en Servicio** trabajando en escuelas de los contextos “muy desfavorable” y “desfavorable”, ejecutado desde 1997. El objetivo fue estimular la gestión y consolidación de equipo de trabajo docente en la escuela sobre la base de un proyecto pedagógico compartido. Los contenidos específicos impartidos se concentraron en el área de **lengua**, y en el problema de la adquisición de la lecto-escritura entre los niños originarios en hogares pobres. La novedad en tanto política fue la contraprestación requerida a sus beneficiarios, en términos de la asistencia obligatoria a jornadas quincenales de actualización orientadas por docentes externos. En términos teóricos, representó una reformulación de los incentivos individuales pre-existentes diseñados para atraer y mantener a los maestros más experimentados a las escuelas de contextos más desfavorables.

Otro componente innovador generado entre las reformas fue **Áreas Integradas**. En el marco de una política de fortalecimiento de las Escuelas de Práctica magisterial como un polo de desarrollo de investigación y de aplicación de prácticas didácticas orientadas al mejoramiento de los rendimientos de aprendizaje, la ANEP implementó a partir del año 1997, la “Experiencia de Enfoque Curricular por Áreas Integradas”. Cada grupo pasa a tener dos maestros: uno que se hace cargo de Matemática y de Ciencias Naturales, en tanto

⁸ Ver una descripción detallada en:
www.cep.edu.uy/informacionInstitucional/inspecDivDeptos/Deptosyservicios/PME/DeptoPME.html

que otro enseña Lengua y Ciencias Sociales. En un inicio se focalizó en el 6º grado, como una forma de acompañar la transición entre la Primaria y el Ciclo Básico; pero en varias escuelas se extendió también al 5º primero mientras que en otras se incorporó de manera sistemática a toda la enseñanza. Habiendo comenzado con 38 escuelas en 1997, para el 2002 existían funcionando 139 escuelas en modalidad de AI en todos los contextos socioculturales.

Finalmente, el Programa de **Escuelas de Tiempo Completo** (ETC) fue la política de reforma que más importancia tuvo desde el inicio. Comenzó en 1997 con la presentación de una reorientación programática del servicio, denominada “Propuesta Pedagógica para Escuelas de Tiempo Completo”⁹, en cuyo marco, cada una de las ETC debía formular su propio proyecto pedagógico institucional. Con base en el Presupuesto 1995-2000 y un préstamo del Banco Mundial, se propuso convertir escuelas urbanas comunes de 4 horas ubicadas en barrios marginales, en escuelas con jornadas de seis horas y media diarias. En el marco de la Reforma, el objetivo es cubrir en 6 años al 20% de la matrícula de Primaria, que corresponden a los niños más pobres. En 1999 comienzan a funcionar tres equipos técnico-pedagógicos de apoyo a las escuelas, en las áreas de matemática, lengua y ciencias, para el desarrollo de los Talleres vespertinos que complementan el currículo normal de Primaria. Frente a las 55 iniciales, en 2002 se habían creado 91 ETC con alumnos cursando 6to año (PEA, 2003).

4.C. EL SECTOR PRIVADO Y LA REFORMA

El Programa de Reformas en Uruguay fue diseñado e implementado como una reforma agenciada por el Estado para el mejoramiento de los servicios *públicos* de educación. Las autoridades nacionales de la educación no pretendieron extender las reformas al sector privado. Tampoco fueron convocadas organizaciones privadas para implementar alguno de sus proyectos. En el espacio de las alternativas de política educativa se descartó desde un principio, a la introducción de algún elemento de mercado, sea por la vía de subsidios a la matrícula de los colegios privados o a la gestión privada de servicios. No fue una reforma “neoliberal”. Este atributo diferencia al Uruguay de otros países de Latinoamérica y lo coloca en las antípodas de Chile, por ejemplo. Tal como afirmaron Filgueira y Martínez (2004: 150) en un estudio comparativo para el Cono Sur:

“La reforma que tiene lugar en el Uruguay [...] se encuentra en las antípodas del estado minimalista, reafirma el carácter público de la enseñanza, propende la centralización del sistema educativo, y no abre espacios para el juego de experiencias o de autonomías de tipo privado o bajo modalidades que son frecuentes de encontrar que son del tipo ‘mix público-privado’”.

Ahora bien, el sector privado tampoco estuvo interesado en participar en los

⁹ Puede consultarse en <http://www.mecaep.edu.uy/hprincipal.exe?1,30,20,0,0,0>

proyectos. Por ejemplo, no hubo colegios que implementaran “Áreas Integradas” en Primaria o adoptaran el Plan 1996 para el Ciclo Básico de Educación Media. La Asociación Uruguaya de Educación Católica (AUDEC) se pronunció expresamente contra esa reformas, tanto porque carecía una concepción integral del hombre como por no introducir subsidios estatales a los colegios privados. En el nivel de Educación Inicial continuaron trabajando cada colegio en sus propias “tradiciones” para avenirse a las nuevas normas regulatorias sólo recientemente (2005). Sólo dos institutos implementaron el Plan de “Bachillerato Tecnológico”. Algunos colegios tomaron la decisión de extender la jornada escolar pero sin considerar la “Propuesta Pedagógica de Tiempo Completo” y, aunque no existen al momento estudios específicos, se puede aventurar la hipótesis de que en su mayoría, esas medidas habrían tomado una modalidad “catch all” (deportes, inglés, informática, taller de técnicas de estudio, deberes vigilados, etc); pocos lo habrían hecho bajo una modalidad curricular “bilingüe” (español en la mañana e inglés en la tarde).

La ausencia de una Reforma en la educación primaria privada habilita una hipótesis sustantiva y otra metodológica. Propondré que **sería esperable observar un mismo nivel de calidad de aprendizajes y una misma distribución según la clase de los alumnos del sector privado en los seis años del período analizado**. Si esto fuera así, será posible suponer que los alumnos y las escuelas privadas proveen del primer **contra-factual** necesario para evaluar rudimentariamente los impactos de la reforma.

Sin embargo, es razonable discutir esta hipótesis de que el sector privado fuese sólo un testigo no afectado por las reformas. Podría pensarse que algunas consecuencias podrían haber tenido “externalidades positivas” para el sector privado; trasbasando efectos en formas sutiles, no visibles ni deliberadas, aún cuando los directivos de los colegios privados no optaron por las reformas. Es posible, por ejemplo, hipotetizar que el enfoque de la enseñanza promovido por el componente de “actualización” o también por el componente de “textos y libros” habría motivado prácticas auto-didactas de perfeccionamiento profesional en los maestros del sector privado; en particular en los más jóvenes. Evidentemente es de discusión cuál podría ser la magnitud real de estos efectos sobre los aprendizajes.

5. HIPÓTESIS Y MODELO

5.A. INDICADORES DE CALIDAD

Esta investigación utiliza los microdatos generados por el sistema de evaluación estandarizada existente en la órbita de la propia ANEP¹⁰. En particular, se hará el supuesto de que la calidad de la educación queda definida en forma aceptable por el puntaje

¹⁰ El uso de los microdatos ha sido autorizado por Resolución del Consejo Directivo Central de la Administración Nacional de Educación Pública del Uruguay, Acta 57 / 2 del 15 de agosto del 2000 para 1996 y 1999, y por resolución de la Gerencia de Investigación y Evaluación, de agosto de 2005, para 2002.

obtenido por los estudiantes en las áreas de matemática y de lengua en las evaluaciones de 1996, 1999 y 2002. Adopto esta definición operativa "minimalista", apoyado en el argumento de que el nivel de desempeños cognitivos (learning achievement) en las áreas instrumentales constituyen una condición necesaria pero no suficiente para evaluar la calidad de los aprendizajes.

Uruguay realizó la Primera Evaluación Nacional de Aprendizajes en Educación Primaria en octubre de 1996. Tuvo un carácter censal, ya que incluyó preceptivamente a todas las escuelas públicas urbanas, las escuelas privadas habilitadas y las escuelas rurales, estas últimas siempre que tuvieran al menos seis niños inscriptos en sexto año según registros del mes de abril. Además participaron voluntariamente 11 escuelas privadas autorizadas. En total un 98,2% de los alumnos asistentes en el mes de octubre realizaron las pruebas. En 1999 y 2002 se realizaron la Segunda y la Tercera Evaluación Nacional de Aprendizajes en sextos grados de Primaria. Ambos diseños incluyeron una muestra aleatoria estratificada de niños agrupados en grupos públicos, privados y rurales. Los estratos de muestreo fueron los cinco contextos socioculturales elaborados en 1996 según la información disponible para cada escuela. Sus categorías van desde "muy desfavorables" hasta "muy favorables" de acuerdo a una combinación de propiedades analíticas basadas en la educación materna y en el equipamiento de los hogares. Dado que las escuelas privadas y las rurales quedaron subrepresentadas en la muestra, se introdujo un ponderador posterior para ajustar las proporciones de niños y de grupos a la distribución poblacional observada según contexto sociocultural y sector institucional de la escuela. El cuadro 1 presenta información general sobre las tres evaluaciones.

Las tres evaluaciones fueron realizadas bajo las mismas condiciones de aplicación en todo el país. Incluyeron encuestas asociadas muy similares, conservando un núcleo duro de indicadores de estratificación social, perfil psicológico, de configuración organizacional y concepciones pedagógico-didácticas. Las encuestas auto-administradas a las familias fueron devueltas en un 98,5% y las encuestas organizacionales y didácticas a los docentes en un menor porcentaje pero superando el 80%.

Cuadro 1
Descriptivos generales de las tres evaluaciones de aprendizaje utilizadas

	1996	1999	2002
Total de escuelas (base HLM)	1294	163	191
Escuelas Privadas (base HLM)	244 (18.9%)	22 (13.5%)	25 (13.1%)
Escuelas Públicas de contexto muy Desfavorable	503 (38.9%)	40 (24.5%)	63 (32.3%)
Total de Alumnos	46641	4988	5433

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

Las tres pruebas de lengua y las tres pruebas de matemática son comparables en términos de la teoría clásica. Fueron diseñadas bajo un mismo enfoque pedagógico definido a principios de 1996 (UMRE, 1996). Están diseñadas con "referencia a criterios": un perfil de competencias que los alumnos debieran alcanzar al egresar de la Educación Primaria. Las formas aplicadas en 1999 y 2002 fueron equiparadas a 1996 mediante un operativo piloto realizado en 1998. La equivalencia se alcanzó al nivel de cada competencia, obteniéndose similares coeficientes de discriminación y grados de dificultad (UMRE, 1999). Estas "pruebas equivalentes" que se caracterizaron por: a) medir las mismas competencias y los mismos contenidos; b) tener la misma estructura en cuanto a la cantidad de ítemes, distribución según áreas de competencia, diseño gráfico y ubicación secuencial; c) similares grados de dificultad e índices de discriminación; y d) se fundamentadas en la teoría clásica de la medición. Estas decisiones representan ventajas metodológicas particularmente relevantes para la evaluación de impactos de una política de reforma, es decir para quien desea testear la hipótesis causal de que una posible mejora en los resultados se debe a las acciones emprendidas. Se logró atemperar significativamente el efecto denominado "administración": dado que las actividades que se incluyen en las nuevas pruebas eran nuevas, resultaba poco probable que las respuestas pudieran haber sido aprendidas previamente por los alumnos en base a ejercitaciones con la vieja prueba. En segundo lugar, la equivalencia logra disminuir el efecto de cambios en la "instrumentación" de la prueba, debidos diferencias en la estructura (duración, diseño gráfico, secuencia); una cuestión inevitable por ejemplo, cuando se pasa de un enfoque clásico a un enfoque más sofisticado de IRT (Shadish, Cook & Campbell, 2002).

5.B. INDICADORES DE DESIGUALDAD A NIVEL INDIVIDUAL

El objetivo principal de esta investigación es analizar los hipotéticos cambios ocurridos en el efecto de la clase social y del género sobre el aprendizaje, capturados por los coeficientes de regresión parcial respectivos. Por tanto, de existir un cambio en la desigualdad en alguna de clase y/o género, debería observarse una variación relativa de los coeficientes para los años 1999 y 2002 respecto al año de base de 1996.

Conviene detenerse en la forma en cómo se hará observable el concepto de clase social. Reconociendo la extensa discusión en torno a las teorías de la estratificación social, aquí adopto un enfoque gradacionista fundado en el concepto y en las especies de capital propuestas por Pierre Bourdieu. La especie económica ha sido generalmente medida a través de un indicador proxy sobre la posición en el mercado de las familias y que se expresa en el volumen de ítemes de confort con el que está equipado el hogar. Estudios sobre varios países de la región muestran que este índice de equipamiento presenta moderadamente altas con el ingreso del hogar y está discriminado significativamente entre categorías ocupacionales. Dado que en esta investigación interesa contar con una medida comparada para un período de 6 años, se hizo necesario eliminar el efecto de expansión o modificación de las pautas de consumo. La forma utilizada es un índice sumatorio de ocho bienes ponderado por la escasez, tal como se informa en el Anexo II.

De las tres formas de capital cultural que distingue Bourdieu (1998), una principal (el incorporado) y dos subordinadas (el objetivo y el institucionalizado), aquí sólo se ha podido utilizar las dos últimas. En esta ocasión se utilizarán como indicadores de capital objetivado el volumen de libros reportados en el hogar y la tenencia de computadora; para el capital institucionalizado continuaré con la tradición regional de adoptar los años de escolaridad de la madre y del padre.

Existe un interesante debate respecto de la pertinencia de usar indicadores resumen para el análisis. Es cuestionable que una teoría que proponga un espacio teórico bidimensional pueda ser medido a través de un índice unidimensional. Por tanto, el uso de índices combinados de capital económico y cultural supone una prueba empírica de la hipótesis de homología entre las posiciones en el campo cultural y económico. El conjunto de análisis factoriales practicados con los indicadores de capital disponibles permiten afirmar de forma razonable, la validez de constructo de un índice unidimensional que denominaré capital familiar global (“capital”) (Anexo II).

5.C. INDICADORES DE NIVEL DE ESCUELA

En este análisis se distinguen dos niveles en la estructura de los datos tomados para cada año de la evaluación de aprendizajes y que conforman matrices de variables explicativas sobre las que se tendrán distintos intereses. Los indicadores seleccionados para el nivel de la escuela responden a dos tipos de propiedades. En primer lugar, se encuentra un indicador de efectos contextuales sobre la escuela y sobre cada alumno (Blalock, 1984) definido operativamente por el promedio para cada escuela del volumen del capital del alumnado (“meancap”). Es denominado en varios trabajos como el “status de la escuela” (Lee & Bryk, 1989) o el “efecto social de pares” (Somers, McEwan & Willms, 2004: 59). Resulta una medida del nivel de recursos económicos y culturales en el entorno de la organización escolar, susceptibles de ser movilizados o activados por las estrategias didácticas de los maestros de la escuela (Fernández, 2004). En general además, esta medida del entorno de la escuela se corresponde adecuadamente con una descripción de la localidad o sector de la ciudad donde está ubicada la escuela; con lo cual es también una medida que captura los resultados de la segmentación social del espacio urbano. Desde el punto de vista estadístico, se ha encontrado que su impacto suele ser mayor que el efecto de las propiedades individuales. Desde el punto de vista de la política, se ha buscado disminuir la segmentación socio-espacial de unos entornos socioculturales progresivamente homogéneos. Una parte de las reformas en Primaria se focalizaron con base en los “contextos” de las escuelas con el objetivo de disminuir la segmentación socio-espacial dentro del sector público.

Un segundo indicador de la matriz **W** de propiedades de la escuela es una variable dicotómica que toma valor 1 si la escuela es privada y 0 si es pública (“privada”). El sector institucional conformará como se anticipó el primer contrafactual para la identificación de los efectos de la reforma. También se puede añadir aquí que varios estudios desarrollados sobre la educación Primaria muestran que no existiría un efecto estadísticamente

significativo de la escuela privada sobre los aprendizajes (UMRE, 1997; Fernández, 2002 y 2003).

Por razones que se desarrollarán más abajo, será necesario contemplar como otros indicadores también en este nivel, el año de la evaluación, "ida1999" o "ida2002" (1996 se define como año de contraste). Se definen finalmente, un conjunto de interacciones entre status de la escuela, sector institucional y año de la evaluación.

5.D. VARIABLES DE CONTROL

Conjuntamente con la clase social y el género, la investigación regional muestra que un modelo explicativo de los conocimientos escolares correctamente especificado debería incluir al menos otros seis predictores: i) la condición de actividad laboral del escolar, ii) la realización de al menos un año en la educación inicial, iii) la repetición, iv) la edad, v) la pertenencia étnica o lingüística y vi) las expectativas que tiene respecto a su trayectoria futura en el sistema educativo (Fernández, 2004).

Ahora bien, no fue posible especificar el modelo con este alcance. En los microdatos utilizados no había información para la edad en 1996 y la medición de expectativas comenzó a realizarse recién en 1999. Las estadísticas oficiales del país nunca registraron la pertenencia étnica o lingüística, con la excepción del cuestionario aplicado por PISA 2003. Se valoró que el indicador de repetición disponible en las bases está afectado en su validez de constructo, en la medida en que registra en realidad el resultado de fenómenos confusos y contradictorios. Para 1999, las autoridades de Primaria implementaron una modificación radical en la política de evaluación que conllevó a suprimir la repetición en primer grado, salvo condiciones excepcionales. Al mismo tiempo, la política de focalización desde 2000 hasta 2004 se fundamentó en un índice sumatorio que discriminaba positivamente a las escuelas con alta repetición en primero. Se puede hipotetizar que esto habría desencadenado un efecto perverso de incrementar o al menos mantener las tasas de repetición en las escuelas.

Como consecuencia del análisis factorial para los indicadores de capital económico y cultural incluido en el Anexo II, se tomó la decisión de incluir la densidad de ocupación del hogar como variable independiente al índice de capital familiar. En síntesis, la matriz C de control estará compuesta por la condición de actividad ("trabajo"), el número de años de educación inicial ("eduini") y densidad de ocupación ("kedensi"), para los cuales **no** será de interés conocer si han habido cambios, por lo cual se les impondrá la restricción de tener coeficientes iguales para los tres años de interés.

5.E. HIPÓTESIS N°1: CAMBIO DE ESTRUCTURA

La hipótesis de que la estructura de la desigualdad de clase y género habría sido afectada por las reformas de Primaria puede ser analizada con tres extensiones distintas. Una primera forma sostendría una hipótesis mínima: las reformas habrían generado un cambio estructural **en todo el sistema educativo**. Los parámetros serían distintos para los tres años.

En términos de un modelo lineal, los cambios en la estructura de determinantes para los tres grupos de datos pueden representarse mediante las siguientes ecuaciones:

$$[1] \quad \begin{bmatrix} y_{1996} \\ y_{1999} \\ y_{2002} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M_{1996} & 0 & 0 \\ 0 & M_{1999} & 0 \\ 0 & 0 & M_{2002} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1996} \\ \beta_{1999} \\ \beta_{2002} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1996} \\ \varepsilon_{1999} \\ \varepsilon_{2002} \end{bmatrix}$$

Donde \mathbf{M} es una matriz de N (alumnos) por P (regresores), cuyas columnas tiene las dos variables individuales de interés (el índice de capital familiar global y el sexo del alumno); dos variables del nivel de la escuela (el status de la escuela y la condición de privada) y las tres variables de control indicadas más arriba.

Bajo el supuesto de que en la ecuación [1] permite que todos los parámetros sean distintos, un modelo que combine sin distinción la información de los tres años conllevaría a una pérdida de ajuste la imponer el mismo set de coeficientes para los tres años. En los modelos clásicos de regresión (OLS) la prueba estadística apropiada para verificar la hipótesis es el denominado Test de estabilidad de Chow (Greene, 1999: 297 y ss). El inconveniente es que tal prueba no está directamente instrumentada en la bibliografía sobre modelos HLM. Por sencillez y claridad de esta prueba, una alternativa será realizarla mediante una aproximación ajustada en STATA, con errores estándares robustos y control por conglomerados.

5.F. HIPÓTESIS N°2:

Ahora bien, tal como señala Gujarati (2004: 294 y ss), el eventual rechazo de la hipótesis de estabilidad no permitiría establecer en este estudio cuáles serían los parámetros que se habrían modificado. Podría haber ocurrido alguno de las siguientes situaciones: i) un mejoramiento en la calidad de los conocimientos, con un cambio en la constante de los modelos; ii) una disminución en alguno o en todos los parámetros de desigualdad; o iii) un mejoramiento tanto de la calidad como de la equidad.

Por ejemplo, supóngase que el modelo identificado fuera del tipo (i). Las diferencias generadas se deberían las medias condicionales de aprendizaje originadas en incrementos en las constantes. De tal forma que:

$$E(Y_{T=1999/X}) = E(Y_{1996/X}) + ida99$$

[2] y

$$E(Y_{T=2002/X}) = E(Y_{1996/X}) + ida02$$

En una situación como [2], donde el vector de coeficientes excepto la constante, es

igual para todos los años, no se puede hacer una inferencia directa respecto de que "ida99" o "ida02" representen el impacto de las reformas. Dado que todos los alumnos habrían mejorado en igual magnitud su desempeño, no se puede descartar que este mejoramiento pudiera deberse a la acción de otros factores que apropiadamente Campbell & Stanley (1966[1995]) denominaron de "invalidez interna": "historia" y "administración de tests"¹¹.

El control del efecto de historia se podría realizar en la medida en que pudiera identificarse un grupo de comparación no afectado por las reformas. Las dobles diferencias en las medias condicionales de ambos grupos podría servir como proxy del impacto buscado. El candidato más inmediato que se cuenta es el sector de las escuelas privadas, que tal como se indicó en (4.c) se mantuvo oficialmente al margen y opuesto a las reformas. De esta forma se podría pensar que el sector privado se habría comportado durante el período 1996-2002 como un "grupo de comparación" en un diseño cuasi-experimental de políticas. Bajo este supuesto fuerte, y si las reformas hubieran tenido un efecto positivo en el período, debería observarse que la calidad de los aprendizajes en las escuelas públicas debería incrementarse. La forma más simple de que esto suceda, sería por un cambio en las constantes, donde el coeficiente para la interacción entre privada sería negativo, tal como se ejemplifica a continuación:

$$[3] \quad E(Y_{1999} - Y_{1996}) = E(Y_{1996}) + \gamma_{02}ida99 - \gamma_{07}Priv99$$

Ahora bien, la situación (ii) tampoco resultaría ser más clara. El cambio en la estructura podría ocurrir al menos bajo dos formas distintas. Por un lado, podría ser el caso de que en los seis años transcurridos, se hubiera reducido (o aumentado) *en todas las escuelas* la desigual distribución social de los conocimientos según clase, género o status de la escuela. En tal caso nuevamente no podrían separarse los efectos de las reformas respecto de los efectos de la historia social del país, de la maduración (de procesos organizacionales por ejemplo). Tampoco se podría descartar la administración de los test: podría haber sido el caso de que los niños hubieran adquirido destrezas específicas para realizar más eficientemente las actividades estandarizadas. Pero, por otro lado, podría haber sido el caso de que tal fenómeno de disminución de la desigualdad se hubiera verificado sólo en el sector de las escuelas públicas, tal como aspiraba el programa de reformas.

En el caso específico de los datos tipo panel, los cambios estructurales pueden deberse tanto a modificaciones en las efecto del tiempo sobre variables del nivel individuo como variables del nivel escuela. Y en todo caso podrían tratarse de comportamientos no sistemáticos en el tiempo: por ejemplo, pendientes que varían diferencialmente para 1999 y 2002 (Gujarati, 2004: 617). En consecuencia, se hace necesario explorar cuáles han sido los cambios en el período mediante un modelo completo que permita efectos temporales tanto

¹¹ Historia: acontecimientos específicos ocurridos simultáneamente con el tratamiento. Administración de test: la exposición a la prueba puede afectar los puntajes en las subsiguientes exposiciones a la prueba y así confundir el efecto de tratamiento. Vide Shadish, Cook & Campbell, 2002: 54 y ss.

en las constantes como en las pendientes. Es necesario además examinar la posibilidad de que cada escuela tenga un nivel de calidad propio (constantes variables) y que los efectos del capital familiar y del sexo del alumno sean distintos también para cada escuela (pendientes variables). El **modelo completo de efectos** es bastante más complejo que el inicialmente propuesto, tal como se muestra a continuación:

$$[4] \quad y = XW_j T_j \gamma + C\delta + Xu_j + e$$

Donde **X** es una matriz de N por 3, una columna de 1, el capital familiar y el sexo del alumno; **W** es una matriz de 3 por 4, con una columna de 1 más el status, el sector institucional y una interacción entre ambas; la matriz **T** cuadrada contiene la información que identifica si la escuela fue incluida en la muestra de 1999 o de 2002; **C** es la matriz con variables de control que se ha hipotetizado no variar tanto entre las propiedades de las escuelas como entre los años y el término Xu_j indica los tres términos libres que serán modelizados: la constante y las pendientes para el capital familiar y el sexo del alumno. La hipótesis 2 presentada para el modelo completo se expresaría de la siguiente forma:

[5]

LEVEL 1 MODEL

$$\text{MATEMAT}_{ij} = \beta_0 + \beta_1(\text{CAPITAL}_{ij}) + \beta_2(\text{SEXO}_{ij}) + \beta_3(\text{KEDENS}_{ij}) + \beta_4(\text{TRABAJO}_{ij}) + \beta_5(\text{EDUINI}_{ij}) + r_{ij}$$

LEVEL 2 MODEL

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{MEANCAP}_j) + \gamma_{02}(\text{PRIVADA}_j) + \gamma_{03}(\text{IDA99}_j) + \gamma_{04}(\text{IDA02}_j) + \gamma_{05}(\text{MCAP99}_j) + \gamma_{06}(\text{MCAP02}_j) + \gamma_{07}(\text{PRIV1999}_j) + \gamma_{08}(\text{PRIV2002}_j) + \gamma_{09}(\text{MCAP99PR}_j) + \gamma_{10}(\text{MCAP02PR}_j) + \gamma_{11}(\text{PRIVMCAP}_j) + u_{0j}$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{MEANCAP}_j) + \gamma_{12}(\text{PRIVADA}_j) + \gamma_{13}(\text{IDA99}_j) + \gamma_{14}(\text{IDA02}_j) + \gamma_{15}(\text{MCAP99}_j) + \gamma_{16}(\text{MCAP02}_j) + \gamma_{17}(\text{PRIV1999}_j) + \gamma_{18}(\text{PRIV2002}_j) + \gamma_{19}(\text{MCAP99PR}_j) + \gamma_{20}(\text{MCAP02PR}_j) + \gamma_{21}(\text{PRIVMCAP}_j) + u_{1j}$$

$$\beta_2 = \gamma_{20} + \gamma_{21}(\text{MEANCAP}_j) + \gamma_{22}(\text{PRIVADA}_j) + \gamma_{23}(\text{IDA99}_j) + \gamma_{24}(\text{IDA02}_j) + \gamma_{25}(\text{MCAP99}_j) + \gamma_{26}(\text{MCAP02}_j) + \gamma_{27}(\text{PRIV1999}_j) + \gamma_{28}(\text{PRIV2002}_j) + \gamma_{29}(\text{MCAP99PR}_j) + \gamma_{30}(\text{MCAP02PR}_j) + \gamma_{31}(\text{PRIVMCAP}_j) + u_{2j}$$

$$\beta_3 = \gamma_{30}$$

$$\beta_4 = \gamma_{40}$$

$$\beta_5 = \gamma_{50}$$

Tal modelo equivale identificar 36 parámetros, de los cuales tres son efectos principales de desigualdad, dos efectos principales de tiempo (1999 y 2002), un efecto principal del sector privado y 26 son interacciones que definen los seis grupos de interés.

5.G. FORMA RESTRINGIDA:

Ahora bien, se podría contraponer a esta segunda hipótesis una forma restringida de tal manera que sea posible testear específicamente si el cambio de estructura se debió a que luego de seis años se mejoró calidad y la equidad a causa de las reformas en el sector público, y no en el sector privado. Esto equivale a imponer la **restricción** de que los 15 términos que contengan la intersección de sector privado con año tendrían coeficientes iguales a cero. Si se aplica esta restricción a la ecuación [4] se tendría que:

$$[6] H_0: \gamma_{07} = \gamma_{08} = \gamma_{09} = \gamma_{010} = \gamma_{011} = \gamma_{17} = \gamma_{18} = \gamma_{19} = \gamma_{110} = \gamma_{111} = \gamma_{27} = \gamma_{28} = \gamma_{29} = \gamma_{210} = \gamma_{211} = 0$$

5.H. HIPÓTESIS N°3: LOS EFECTOS FOCALIZADOS

Existe aún otra posibilidad de modelizar los datos con base a una tercera hipótesis: los efectos positivos sólo se habrían observado fundamentalmente en las escuelas que atienden una más alta proporción de niños pobres. Éstas escuelas serían el verdadero grupo de tratamiento para las reformas sobre las cuales habría que observar la existencia de impactos; todas las restantes escuelas, tanto públicas como privadas, serían consideradas “grupos de comparación”. Es de recordarse que el programa de reformas se autoimpuso como primer objetivo general “consolidar la equidad social”. Los diferentes componentes áulicos, docentes y compensatorios (no los de supervisión) estuvieron focalizados en las escuelas públicas clasificadas como de contexto sociocultural “muy desfavorable”, y eventualmente, también aunque en menor medida en escuelas del contexto “desfavorable”. Las primeras representan entre una cuarta parte y un tercio de las escuelas públicas del país según el año de la evaluación (cuadro 1). Dada esta magnitud, es razonable suponer que el cambio de estructura estaría “arrastrado” por las escuelas focalizadas.

Para testear esta hipótesis se debería proceder de la siguiente forma. Primero, sustituir la matriz T que contiene los efectos variables de tiempo, con una matriz F que en sus columnas identifique si la escuela estaba clasificada en el contexto muy desfavorable en los años 1999 o 2002. Segundo debería procederse a comparar el modelo ajustado en el paso anterior con este nuevo modelo, a los efectos de elegir aquel que ajuste mejor a los datos. La prueba de Deviance será apropiada en este caso.

6. ANÁLISIS

6.A. EVOLUCIÓN DE LA CALIDAD EN EL SEXENIO

El cuadro 2 permitirá realizar un primer análisis descriptivo de la evolución de la calidad con base en los promedios no ajustados de matemática y lengua, y las respectivas medidas de dispersión, desvío y coeficiente de variación.

Cuadro 2
Estadísticos descriptivos para los indicadores aprendizaje y de desigualdad según el año de la Evaluación

	Matemática			Lengua		
	Media	Desvío	CV	Media	Desvío	CV
1996	11.9	4.6	0.38	14.4	4.7	0.33
1999	12.6	4.7	0.37	14.7	4.3	0.29
2002	13.3	4.9	0.37	15.3	4.5	0.30
Cambio 99 / 96	0.7	0.1		0.3	-0.4	
Cambio 02 / 99	0.7	0.2		0.7	0.2	
Cambio 02 / 96	1.4	0.3		1.0	-0.2	
Cambio porcentual 02/96	11.9%	7.4%		6.7%	-4.4%	

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

Comparando las filas correspondientes a 1996 y 2002, inicio y fin del período en análisis, se puede apreciar que el puntaje promedio no ajustado en **matemática** se incrementó de 11.9 a 13.3, una mejora de punto y medio equivalente a un 11.9% respecto al inicio. En el área de **lengua**, el cambio es de un punto: desde 14.3 a 15.3, representado una mejora del 6.7% respecto a 1996. Si se toman en cuenta los dos subperíodos, se tiene que para el caso de matemática, el incremento en el puntaje es similar pero que para el caso de lengua, la mejoría se verifica sustantivamente entre 1999 y 2002.

En el cuadro 2 también se incluyen medidas de dispersión que permiten explorar cómo se ha logrado el incremento detectado. Las diferencias en términos de desvío estándar son mínimas y aunque muestran una tendencia en el área de la matemática hacia una mayor heterogeneidad no son lo suficientes como para modificar sustantivamente el coeficiente de variación (CV). En el caso de lengua, el comportamiento no es sistemático: primero una fuerte disminución de la heterogeneidad en el primer sub-período y luego un incremento para el segundo subperíodo.

En síntesis. Tal como ya ha reportado oportunamente la ANEP, en el período 1996-2002 **se constata un mejoramiento estadísticamente significativo de la calidad de la educación** (UMRE, 1999 y PEA, 2002). El avance es **menos impactante** que lo oficialmente informado, dado que aquí se utilizan promedios en lugar del porcentaje de alumnos suficientes (según el estándar de suficiencia establecido del 60% de las actividades de las pruebas). Sin embargo, el uso del promedio permite dimensionar con mayor precisión los avances. Luego de seis años, la esperanza es que los alumnos pueden resolver correctamente al menos una actividad más de las pruebas.

Esto se ha logrado principalmente en el primer sub-período de implementación de la reformas, entre 1996 y 1999, coincidente con las acciones de política más “agresivas” y también coherentes. Es relativamente más reducido en el segundo sub-período, 1999 y 2002, donde según la hipótesis de Kauffamn & Nelson (2005) debería esperarse la adición de efectos en el tiempo de las primeras acciones sobre las organizaciones escolares. Si los

modelos ajustados confirman esta periodización, este hallazgo confirmaría la hipótesis “pesimista” de Kauffman & Nelson (2005) sobre los peligros de revisión de las reformas debido al cambio de elencos. La asunción en el año 2000 de nuevas autoridades educativas, a pesar del discurso “continuista”, habrían disminuido el ritmo (“pace”) de las reformas y en algunos aspectos estratégicos claves, tomaron decisiones contradictorias.

6.B. PERFIL SOCIAL DE LOS ALUMNOS

El cuadro 3 muestra información sobre los hogares de los alumnos evaluados en cada período. Tal como era de esperar, por razones históricas del desarrollo educativo del Uruguay y también por razones de dinámica demográfica, se constata un incremento de la escolaridad en los padres de los alumnos, pero sobre todo entre las madres. Ellas están prácticamente alcanzando en promedio (8.96) a completar los nueve años de escolaridad obligatoria (Constitución de 1967).

Otro indicador social que muestra un incremento es la tenencia de computadora que más que se duplica, pasando del 11% al 28% en seis años. No sucede lo mismo con el otro indicador de capital cultural objetivado, el número de libros en el hogar, el cual se mantiene sustantivamente estable.

Cuadro 3
Distribución comparada de los bienes culturales y económicos (promedios)

Bienes	1996	1999	2002	Cambio absoluto 02 / 96
Escolaridad de la Madre (años)	8.7	8.8	9.0	0.3
Escolaridad del Padre (años)	8.4	8.4	8.5	0.1
Tenencia de computadora (proporción)	11.0%	18.3%	27.8%	16.8%
Número de Libros	35.38	34.05	35.55	0.18
Ind. Equipamiento ponderado	1.4	1.4	1.5	0.2
Índice de capital familiar global	-0.02	-0.02	0.09	0.10
Densidad de ocupación de la vivienda	1.6	1.6	1.6	0.0
Hacinamiento (1=sí; 0 = no)	17.3%	16.0%	16.0%	-1.3%
El alumno trabaja (1= sí; 0 = no)	1.5%	27.2%	26.0%	24.5%
Años cursados de Educación Inicial	1.8	1.6	1.9	0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

Los indicadores de capital económico seleccionados se conservan estables. Aunque

podría señalarse cierta evidencia de una tendencia al mejoramiento, dado el incremento del índice ponderado de equipamiento en una décima y la disminución del hacinamiento en un punto porcentual. Este hallazgo es notable si se toma en cuenta que desde el año 2000 la economía entró en una fuerte etapa contractiva que llevó a la más profunda y extensa crisis de la historia del país en el 2002 (Boado & Fernández, 2005).

El índice de capital familiar global, propuesto como medida resumen de capital económico y cultural e indicador de la posición de clase social, presenta una evolución positiva con un mejoramiento de una décima de desvío estandar entre 1996 y 2002. Dada la ya observada evolución de los indicadores que lo componen, es razonable pensar que dicho cambio está explicado prácticamente por el mejoramiento de la escolaridad materna y la tenencia de computadora.

Como ya se indicó, la forma en cómo se registró la condición de actividad laboral del alumno en 1999 y 2002, resulta discutible en su validez y de ahí el altísimo guarismo observado (26%). Es razonable hipotetizar que las respuestas a estas preguntas tan abiertas combinan información sobre trabajo productivo extradoméstico, trabajo productivo doméstico y sobre todo trabajo doméstico realizado por las niñas (Fernández, Banegas & Blanco, 2004).

La realización de educación inicial tampoco muestra un incremento sustantivo en el período; el promedio se ubica en 1.9 años cursados, una décima más que seis años antes. De todas formas, será necesario esperar hasta mediados de la década actual para observar el impacto de las políticas de escolarización universal en la educación inicial emprendidas en 1995.

6.C. PRUEBA GENERAL DE CAMBIO ESTRUCTURAL

El análisis descriptivo informó de un mejoramiento significativo pero pequeño de la calidad y también un mejoramiento de ciertos indicadores sociales que tienen fuerte influencia como determinantes del aprendizaje. Es necesario ahora explorar si descontado el efecto social, hubo un cambio efectivo en la calidad. También es necesario abordar el problema de la desigualdad. Dado que ninguna de los dos problemas puede ser abordado a través de un análisis univariado, se pasará a examinar sucesivos modelos lineales que explican la calidad a partir de los indicadores sociales, un efecto del tiempo identificado con los efectos de las reformas educativas, más un componente aleatorio, residual, de estructura compleja, ya que incluye atributos individuales no medidos y también atributos de la escuela como organización pedagógica. El primer paso sin embargo, es más sencillo: responder a la pregunta de si hubo cambios en el período analizado.

Las ecuaciones presentadas más arriba en [1], proponen contrastar la hipótesis nula de que entre 1996 y 2002 no ocurrieron cambios ni en la calidad ni en la desigualdad educativa. La prueba de estabilidad de Chow fue practicada con modelos OLS clásicos definidos por [1], con errores robustos y agrupamiento de clusters. Si existiera una pérdida significativa del ajuste a los datos debido a las restricciones impuestas, observada a través del valor de F, entonces debería rechazarse la hipótesis nula de que existe estabilidad

estructural y aceptar que la calidad, la desigualdad o ambos aspectos han variado en los seis años analizados. Formalmente (Greene, 1999: ecuación 7-14):

$$[7] F_{[k,(n-k)]} = \frac{[e'_R e_R - (e'_{1996} e_{1996} + e'_{1999} e_{1999} + e'_{2002} e_{2002})] / k}{(e'_{1996} e_{1996} + e'_{1999} e_{1999} + e'_{2002} e_{2002}) / (n - k)}$$

Los modelos estimados se exhiben en el cuadro 4 para el nivel de logro en lengua como para matemática. Para la prueba de **lengua**, se puede apreciar que, con dos excepciones, todos los efectos son estadísticamente significativos, tanto en los modelos restringidos como en los no restringidos ajustados. Interesa hacer notar que según las estimaciones hechas, **las escuelas privadas tienen un efecto negativo** aunque sólo es estadísticamente significativo para el año 2002.

Para la prueba de **matemática**, las estimaciones hechas muestran que todos los coeficientes son significativos con dos excepciones. Por una parte, el modelo restringido no captura una diferencia negativa y significativa para los alumnos que trabajan, la cual aparece en forma sistemática en los modelos no restringidos. Por otra parte, en 1996 y en 1999 las alumnas **mujeres** no mostraban diferencias significativas en el desempeño comparadas con los varones, controlando todas las demás variables. En cambio para 2002 aparece una brecha de inequidad que aunque débil es estadísticamente significativa. Si bien las reformas no tuvieron explícitamente un enfoque de género, parecería plausible preguntarse si algunas de sus acciones (u omisiones) no habrían generado un sesgo de género.

En los modelos para matemática, se vuelven a estimar **coeficientes negativos** para el sector **privado**, siendo esta vez todos estadísticamente significativos. Esta evidencia parecería avalar de que la calidad de la educación privada se habría *deteriorado* en el período de seis años analizados, tal vez por mantenerse al margen del movimiento de reformas.

Las variables de mayor peso relativo en los modelos son el capital familiar y el status del entorno sociocultural de la escuela. Es decir, la varianza en los aprendizajes está fuertemente condicionada tanto por la clase social del alumno como con las características de clase de la población escolar de su escuela.

Se puede observar que los modelos restringidos presentan valores próximos a los estimados para 1996 (un probable efecto del tamaño de las bases respectivas), mientras que los modelos no restringidos presentan algunas variaciones, sobre todo aquellos relativos a 1999. Los coeficientes de determinación aportan indicios de una tendencia levemente decreciente entre 1996 y 2002, que equivale a 4 y 5 puntos porcentuales, siendo los valores menores los correspondientes al año 2002. Esta tendencia podría tomarse como una evidencia indirecta de cierta disminución de la desigualdad.

Cuadro 4
Prueba de Chow modelos para cada año y modelo "pooled": coeficientes estandarizados y t (entre paréntesis)

	"Restringido"	1996	1999	2002
LENGUA				
Indice de capital familiar global (Capital)	0.214 (35.67)	0.218 (32.65)	0.148 (7.69)	0.216 (11.42)
Es una alumna en lugar de un varón (sexo)	0.086 (21.31)	0.083 (18.40)	0.117 (8.29)	0.077 (6.07)
Densidad de ocupación de la vivienda (Kedendsi)	-0.047 (-10.33)	-0.045 (-9.10)	-0.059 (-3.41)	-0.048 (-3.50)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.058 (11.98)	0.061 (11.26)	0.067 (4.16)	0.050 (3.27)
Trabajo del niño (trabajo1)	-0.025 (-6.05)	-0.022 (-5.03)	-0.082 (-5.50)	-0.089 (-6.76)
Efecto del entorno sociocultural (Meancap)	0.247 (37.92)	0.243 (32.91)	0.259 (12.81)	0.206 (10.28)
Escuela privada en lugar de pública (Privada)	-0.017 (-3.289)	-0.006 (-1.03)	-0.029 (-1.74)	-0.054 (-3.66)
Coefficiente de determinación: R ²	0.230	0.237	0.210	0.194
Suma de Residuos al cuadrado (e'e)	794484.099	646663.077	63208.432	81527.738
Tolerance menor	0.376 (Meancap)	0.366 (Meancap)	0.416 (Meancap)	0.383 ()
Número de casos	47739	38350	4341	5048
MATEMÁTICA				
Indice de capital familiar global (Capital)	0.224 (37.20)	0.222 (32.36)	0.191 (9.12)	0.245 (12.52)
Es una alumna en lugar de un varón (sexo)	0.001 (0.35)	0.002 (0.51)	0.000 (0.01)	-0.026 (-1.95)
Densidad de ocupación de la vivienda (Kedendsi)	-0.033 (-7.59)	-0.027 (-5.91)	-0.053 (-3.26)	-0.054 (-3.92)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.054 (11.12)	0.056 (10.48)	0.073 (4.64)	0.036 (2.34)
Trabajo del niño (trabajo1)	-0.005 (-1.26)	-0.014 (-3.48)	-0.057 (-3.96)	-0.084 (-6.39)
Efecto del entorno sociocultural (Meancap)	0.245 (37.22)	0.248 (32.53)	0.235 (10.74)	0.139 (6.58)
Escuela privada en lugar de pública (privada)	-0.035 (-6.75)	-0.021 (-3.45)	-0.045 (-2.44)	-0.049 (-3.02)
Coefficiente de determinación: R ²	0.210	0.219	0.196	0.157
Suma de residuales al cuadrado (e'e)	831218.837	644639.642	77625.409	102589.485
Tolerance menor	0.377 (Meancap)	0.366 (Meancap)	0.416 (Meancap)	0.383 (Meancap)
Número de casos	48275	38860	4349	5066

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

El cuadro 5 contiene la información de las dos pruebas de estabilidad practicadas con las estimaciones de los seis modelos ajustados. En la última columna del cuadro se presenta

la probabilidad de obtener los valores de F hallados si la hipótesis nula fuera correcta, es decir, si los coeficientes de regresión fueran iguales para los tres años. Tal como se puede apreciar, la muy alta significación estadística permite rechazar la hipótesis nula y considerar razonable la hipótesis de que hubo un cambio en la estructura tanto en la calidad como en la desigualdad entre 1996 y 2002.

Cuadro 5
Prueba de Chow. Hipótesis nula: estabilidad estructural

	Suma de cuadrados restringidos	Grados de Libertad	Suma de cuadros no restringidos	Grados de Libertad	F	Significación
Lengua	??	7.000	??	??	ERR	0.000
Matemática	??	7.000	??	??	ERR	0.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

6.D. PRUEBA MULTIPARAMÉTRICA DE LA HIPÓTESIS N°2

El interés está ahora en agregar a la comparación hecha, la evolución de los alumnos en las escuelas privadas con el primer contrafáctico establecido: el **sector privado**. si las reformas tuvieron efecto en el sector público pero no en el sector privado, debería rechazarse la restricción impuesta por la hipótesis presentada en [6].

Se propone ajustar un modelo jerárquico-lineal (HLM) para lengua y otro para matemática según [4] y [5], completo, con todas las interacciones y luego estudiar la probabilidad de que los coeficientes para el sector privado sean iguales a cero. En la bibliografía se indican dos pruebas estadísticas para probar la hipótesis. Una primera consiste en el test multiparámetro de restricciones, denominado H, que sigue una distribución de χ^2 con grados de libertad igual al número de parámetros restringidos. Otra forma de prueba es un test basado en la verosimilitud de modelos que interesa comparar y denominada Deviance (Bryk & Raudenbusch, 2002: 58-61, ; Snijders & Boskers, 1999: 88-90). La primera se utiliza para comparar “modelos anidados” donde las restricciones se han impuesto sobre los términos fijos. El test de Deviance, en cambio, es un indicador más versátil ya que permite comparar y elegir entre modelos no anidados, y que además difieren también en los términos variables del modelo. Aquí se han utilizado la primera prueba, dado que la discusión se focaliza en la parte fija de dos modelos. Por restricción del software HLM 6 ©, se pueden probar hipótesis usando el test H, con un máximo de 5 restricciones por vez; por lo que se hicieron y se informan tres pruebas, una por parámetro.

El **cuadro n° 6** expone los resultados. En cinco de los seis set de pruebas hechas, no es posible rechazar la hipótesis de que los coeficientes para el sector privado afectados por el tiempo sean distintos de cero, adoptando un error de tipo I ($\alpha=0.05$). La excepción es

el caso de matemática con la pendiente para la desigualdad de género: ahí habría al menos 1 efecto distinto de cero. Dado que la prueba t para este coeficiente, γ_{211} , es altamente significativa, será razonable conservarlo en los subsiguientes modelos.

Más sustantivamente, este hallazgo está indicando que no se podría diferenciar la estructura de determinantes entre el sector público y el privado para los seis años de reformas. Dada la especificación del modelo completo, una primera hipótesis es que el sector privado no habría ni aumentado ni disminuido la calidad de los desempeños ni tampoco habría habido cambios en la desigualdad. En este punto, sin embargo, no sería posible distinguir entre un “efecto historia” (Shadish, Cook & Campbell, 2001) y un real impacto de las reformas.

Una segunda hipótesis, contrapuesta a la anterior, sostendría que sí hubo cambios pero que ese impacto habría afectado a *todo* el sistema educativo; un impacto “universal” de las reformas. En tal caso, nadie podría objetar el valor *educativamente* positivo que tendría este efecto si existiera, a pesar de que no tenga un valor *positivo de política*. El análisis debería proseguir indagando sobre los mecanismos “no visibles” e “indirectos” por los cuales unas reformas públicas afectaron con igual magnitud a las escuelas privadas a pesar de su oposición.

Cuadro 6
Prueba H de restricciones para el sector privado de los modelos “pooled” HLM en lengua y matemática

		Prueba H: χ^2	Grados de Libertad	Signific.
LENGUA				
Hipótesis 2	H para efectos de privada sobre la constante	5.57	5.00	0.35
	H para efectos de privada sobre la pendiente de capital	4.05	5.00	0.50
	H para efectos de privada sobre la pendiente de sexo	10.24	5.00	0.07
MATEMÁTICA				
Hipótesis 2	H para efectos de privada sobre la constante	7,02	5,00	0,22
	H para efectos de privada sobre la pendiente de capital	4,80	5,00	0,50
	H para efectos de privada sobre la pendiente de sexo	11,64	5,00	0,04

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

Pero, resta aún otro problema y es que no se puede separar este efecto universal del efecto “administración de test”. Tal vez, lo observado se deba al proceso de adquisición de una nueva habilidad: responder a las actividades cerradas de múltiple opción características de estas evaluaciones externas. Tal vez podría ser que una proporción alta de las escuelas

tomaron la decisión de “entrenar” a sus alumnos para las pruebas utilizando pruebas de años anteriores¹², conjeturando que un mejor resultado pudiera utilizarse para la obtención de algún beneficio extraordinario.

El último paso analítico consiste redefinir el grupo de tratamiento en un sentido restringido y a su vez ampliar el contrafáctico del ejercicio de evaluación. El examen que se propone resulta de la comparación de dos modelos no anidados, se realizará el test de Deviance, utilizando como modelo nulo el modelo restringido ajustado en el paso anterior; este representará la hipótesis de “efectos universales”. La idea es contraponer una interpretación hipotética de “impactos universales” con otra de “impactos focalizados”. El modelo alternativo se estima sustituyendo la matriz de indicadores temporales, **T**, por una matriz de indicadores de focalización, **F**, de tal forma que las columnas identificarán si la escuela estaba clasificada como de contexto sociocultural muy desfavorable en 1999 o en el 2002.

Cuadro 7
Test de Deviance para efectos focalizados de las reformas

	D₀ : “efectos universales”	D₁ : “efectos focalizados”	(D₀ - D₁) ~ χ^2	Grados de Libertad	Significación
Lengua	263621.613	263707.803	no definida	no definida	no definida
Matemática	265867.140	265821.048	46.091	3.000	0.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002. (*) P < 0.10; (**) P < 0.05; (***) P < 0.01.

En el caso de la prueba de **lengua**, el **modelo de efectos universales ajusta mejor a los datos** que la hipótesis alternativa, por lo que la diferencia entre ambas deviance no está definida. Debe aceptarse que la estructura ha cambiado *en general* con el tiempo para todas las escuelas y alumnos. En el proceso de comparación, también se debió rectificar la especificación de la matriz de covarianzas entre los términos libres de nivel 2, dado que se halló que no era estadísticamente significativa al 5% la varianza entre escuelas para el efecto del capital familiar global. El ajuste del **modelo final** (cuadro 8) para lengua se fundó en estos hallazgos, suprimiendo los efectos que no eran diferentes de cero según las pruebas t de cada coeficientes. Sin embargo, se exploró la posibilidad de que al menos uno de los efectos temporales pudiera ser focalizado. Tal como se muestra más abajo en el cuadro 8 con el modelo, esto fue razonable para el caso de los cambios en la media ajustada para el año 2002. Esto conllevaría a una lectura distinta de la expresada unos párrafos más arriba: sí hubo un impacto en el grupo de tratamiento restringido. Sin embargo, la evidencia es por lo menos discutible desde un punto de vista estadístico “conservador”.

En cambio, el nuevo modelo focalizado para **matemática** difiere del anterior ya que

¹² Es de recordarse que la política de evaluación en el Uruguay determinó liberar las pruebas una vez que se concluye cada operativo.

la prueba Deviance permite rechazar la hipótesis nula y aceptar que el modelo de efectos focalizados de las reformas sobre las escuelas de contexto muy desfavorable explica mejor las variaciones en los datos. Sin embargo, se pudo apreciar que algunos de los efectos focalizados no son individualmente significativos, en especial los relativos a la distribución del conocimiento según el capital familiar¹³. Sobre esa pendiente, parecería ser más relevante especificar un efecto universal para el año 2002, tal como se hace en el modelo restringido de la hipótesis 2. Tampoco parecería ser apropiada la especificación de cambios focalizados en la pendiente de género para el año 1999: más correcto sería incluir un efecto universal para el 2002.

Sobre la base de las anteriores pruebas de hipótesis multiparámetros, se procedió a ajustar los modelos finales que fueron estadísticamente diferentes para lengua y matemática en 9 efectos fijos y en 1 término variable. Las diferencias más importantes para los objetivos de este trabajo se ubican en la contraposición entre los efectos universales versus efectos focalizados tanto sobre la calidad como sobre la desigualdad. El siguiente apartado se ocupará de analizar los resultados para lengua en tanto que el último hace lo propio para matemática.

6.E. CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE DETERMINANTES PARA LENGUA

El modelo final ajustado para la prueba de **lengua** muestra 4 efectos temporales significativos al 5%, y 1 adicional si se acepta un nivel de significación menos exigente del 10%. De éstos, sólo 1 sería indicativo del impacto de las reformas, concretamente sobre alumnos en escuelas de contexto muy desfavorable en 2002. Sin embargo, tal como se concluyó luego de discutir las hipótesis de universalismo versus focalización, no hay evidencia estadística concluyente para rechazar la idea de que el cambio en la estructura de determinantes parecería corresponderse más adecuadamente a un conjunto de efectos que afectaron a todos los alumnos uruguayos, independiente de si estaban incluidos o no en escuelas donde se implementó algún proyecto del programa de reformas de la educación primaria.

En primer lugar, se observó un peculiar comportamiento de la **calidad**. Para **1999** hubo una mejora en el promedio ajustado de 0.294 puntos. Es de recordar que la especificación alternativa discutida en el apartado anterior y que incluía un efecto focalizado no superó la prueba de hipótesis, por lo que se debe aceptar que todo el sistema mejoró y no sólo las escuelas de contextos muy desfavorables, como indicaba con cautela el informe de UMRE de 1999. Sin embargo, **para el año 2002** el efecto universal se pierde y en su lugar se identifica una mejora de 0.959 puntos, una magnitud menor en promedio a la realización correcta de *una* actividad adicional en el tipo de prueba aplicada de 24 actividades. El resto de los alumnos en las escuelas uruguayas no habrían mejorado en su aprendizaje para el año 2002, regresando al nivel estimado para la media ajustada del año

¹³ Los cuadros de anexos están a disposición de los lectores vía electrónica por parte del autor.

1996. Es decir, sólo hubo un “efecto incremental” de mejora en las escuelas focalizadas, en tanto que se habría “revertido” en las restantes para el año 2002.

En segundo lugar, el modelo también es robusto en cuanto a identificar como un factor estable que incide en la calidad al status de la escuela. La diferencia de 2.95 puntos en el índice de status entre la escuela con menor status observado (-0.89) y la de más alto status (1.24) representan una variación de 6.28 puntos en la prueba de lengua, o lo que es lo mismo más de un 25% del puntaje total de la prueba.

En tercer lugar, se identificaron efectos temporales de tipo universal que modifican la distribución del conocimiento en lengua según la posición de clase del alumno. Según se aprecia en el segundo panel del cuadro 8, la desigualdad originada en el volumen de capital familiar se habría logrado **reducir** en $\gamma_{12} = -0.580$ para el año 1999. De un valor general de $\gamma_{10} = 2.04$ puntos en lengua por cada punto en el capital, cayó a 1.458 ($\gamma_{10} - \gamma_{12}$) lo cual representa un 29% respecto de 1996. Sin embargo este efecto no se mantuvo para el año 2002: **de nuevo, no hubo incrementalidad sino reversión en los términos de Kauffamn & Nelson (2005)**. Habrá que explorar hipótesis sobre cuáles fueron los procesos generales que afectaron a la sociedad y al sistema educativo para que esta tendencia se revirtiera.

Ahora bien, no es este el único efecto de clase. Se estimaron interacciones que especifican la relación entre clase y aprendizajes pero que resultan más complejos y que resultan más comprensibles a través de simulación de puntajes, incluidos en el cuadro 9. El modelo identificó dos términos que capturan la interacción entre el status social de la escuela y el capital familiar global y que tienen signos contrarios. **Para 1999**, la ganancia en aprendizajes en la situación más favorable, esto es un niño con un volumen medio-alto o alto capital familiar, era multiplicada por $\gamma_{13} = 0.667$ si asistía a una escuela de medio-alto o alto. Su rendimiento medio esperado se incrementaba en 3.202 puntos. Ahora en la situación polar contraria, de un niño con el más bajo capital observado y que asiste a la escuela con el menor status observado, el aprendizaje disminuía 3.240 puntos. Si se comparan ambos puntajes, la diferencia alcanza los 6.443 puntos o un 25 % de la prueba.

En cambio, **para el año 2002** y dado que no se cuenta con un efecto general de mejoramiento, la desigualdad social entre situaciones extremas **es más reducida** que frente a 1999 pero mayor a 1996. El niño en la mejor situación en 2002, la situación simulada n°3, muestra una mejora en 2.640 su rendimiento en lengua; un niño en la peor situación empeorará su rendimiento esperado en 2.540 puntos. La diferencia entre los extremos, 5.180 representa un 21.6% de las 24 actividades de la prueba y por tanto resulta en una menor desigualdad.

No se identificaron efectos de las reformas sobre la desigualdad de **género**, ni del tipo universal ni del tipo focalizados. En general, todas las alumnas mujeres tienen una ventaja de casi un punto adicional (0.846) frente a los varones en el desempeño en la prueba de lengua.

Cuadro 8
Modelos finales de determinantes de lengua y matemática 1996-1999-2002

	Lengua	Matemática
Constante (gran media condicional)	14.610 (***) (201.981)	12.534 (***) (161.850)
Status de la escuela ("meancap")	2.946 (***) (17.981)	3.136 (***) (16.964)
Escuela privada en lugar de pública ("privada")	0.002 (*) (1.094)	-0.004 (*) (-1.858)
Escuela del año 1999 ("Ida99")	0.294 (**) (1.952)	-
Escuela pública de contexto muy desfavorable en el año 1999 ("MDF99")	-	1.116 (***) (2.796)
Escuela pública de contexto muy desfavorable en el año 2002 ("MDF02")	0.959 (***) (3.792)	1.384 (***) (4.390)
Capital familiar global (“capital”)	2.038 (***) (40.258)	1.949 (***) (33.536)
Capital x Status de la escuela	-	0.350 (**) (2.447)
Capital x Año 1999	-0.580 (***) (-3.680)	-
Capital x status de la escuela x año 1999	0.667 (**) (1.923)	-
Capital x status de la escuela x año 2002	-0.385 (*) (-1.761)	-
Capital x escuela privada	-0.007 (***) (-6.691)	-0.005 (***) (-3.723)
Capital x año 2002	-	0.313 (**) (2.036)
Alumna mujer en lugar de varón (“sexo”)	0.847 (***) (18.348)	0.043 (0.963)
sexo x escuela privada	-0.003 (**) (-2.410)	-0.005 (**) (-1.968)
sexo x status de la escuela x año 1999	-	0.723 (**) (2.204)
sexo x escuela pública de contexto muy desfavorable del año 2002	-	-0.400 (**) (-1.705)
Densidad de ocupación de la vivienda (“kedensi”)	-0.185 (***) (-9.310)	-0.138 (***) (-7.243)
Alumno que trabaja (“trabajo1”)	-0.763 (***) (-9.310)	-0.576 (***) (-7.173)
Años de educación inicial (“eduini1”)	-0.265 (***) (-5.830)	-0.198 (***) (-4.782)
EFFECTOS VARIABLES		
Varianza en la media condicional de la escuela	3.292 (***)	3.686
Varianza en el efecto del capital familiar	n / s	0.431
Varianza en el efecto del sexo	0.620 (***)	0.472
Varianza del nivel 1	13.902 (***)	13.537

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002. (*) P < 0.10; (**) P < 0.05; (***) P < 0.01.

Cuadro 9
Simulación de los efectos diferenciados en la prueba de LENGUA según clase social para los años 1999 y 2002. Las columna de situaciones incluyen valores máximos (impar) y mínimos (pares) observados para el año correspondiente.

Coeficiente		Situación 1	Situación 2	Situación 3	Situación 4	Situación 5	Situación 6
		Valores simulados					
Capital familiar	2.038	1.492	-1.100	1.521	-1.403	1.521	-1.403
Año 1999	-0.580	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Status de la escuela x 1999	0.667	1.113	-0.629	0.000	0.000	0.000	0.000
Status de la escuela x 2002	-0.385	0.000	0.000	1.193	-0.827	1.193	-0.827
Capital x escuela privada	-0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Efecto sobre el aprendizaje		3.202	-3.241	2.640	-2.540	2.633	-2.547
Diferencia entre situaciones polares			6.443		5.180		5.180
Diferencia porcentual / 24			0.268		0.216		0.216

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

El sector **privado**, definido como un “proxy grupo de comparación”, muestra un **mismo nivel de calidad** que el sector público al finalizar los seis años de reformas. De hecho, el coeficiente individual para las escuelas privadas no es estadísticamente significativo al 5% ni tampoco al 10%, confirmando los hallazgos previos sobre la falta de efectos privados en la calidad académica (véase el cuadro 4).

Sin embargo, es de notarse que se identificaron efectos generales del sector privado sobre la distribución social de los aprendizajes. En el cuadro 9 se ha replicado la situación más favorable y la menos favorable para el año 2002 ahora suponiendo asistencia a una escuela privada. Con respecto a la clase social, los alumnos que asisten a las escuelas privadas tienen un uso menos eficiente de su capital familiar que sus pares del sector público. La diferencia es bastante pequeña, $\gamma_{11} = -0.007$ pero significativa, disminuyendo los rendimientos esperados, tanto en los alumnos de clase alta como también en los alumnos de clase baja. Hay una menor desigualdad de clase.

También se han identificado efectos del sector privado sobre la brecha de género. Para dos alumnas iguales en todos los demás atributos pero que una asiste a una escuela privada, se observará una diferencia de tres centésimas en su rendimiento. Una magnitud muy pequeña pero estadísticamente significativa que requiere de una explicación sustantiva.

6.F. CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE DETERMINANTES PARA MATEMÁTICA

El modelo final ajustado para la prueba de **matemática** muestra cuatro efectos temporales significativos al 5%, y uno adicional si se acepta un nivel de significación menos exigente

del 10%. Al revés que en el caso de lengua, las estimaciones muestran impactos acumulativos de las reformas sobre la calidad, principalmente sobre la sub-población focalizada de escuelas de contexto muy desfavorable. Empero, el cambio en la estructura de determinantes parecería no restringirse a estas escuelas. También se identifican algunos efectos temporales que afectaron a todos los alumnos uruguayos: se trata de modificaciones en la desigualdad que tienen en todos los casos, un sentido negativo, incremental.

En primer lugar, la **calidad** en los desempeños matemáticos tuvo un incremento significativo y sostenido. El promedio ajustado de la prueba mejoró en 1.116 puntos para 1999 y el aumento fue mayor para el 2002 en comparación con 1996, con 1.384 puntos. Pero en ambos casos, estos efectos **sólo se observaron** en las escuelas de contexto sociocultural muy desfavorable; el grupo de tratamiento restringido. Este hallazgo avala las pretensiones iniciales de las reformas de mejorar la calidad entre los alumnos menos favorecidos. El resto de los alumnos en las escuelas uruguayas no habrían mejorado en su aprendizaje matemático a lo largo de seis años.

En segundo lugar, la calidad matemática muestra una sustantiva **desigualdad** fundada en “efecto principal” del status social indicativo aquí de la segmentación socio-espacial entre las escuelas; de magnitud mayor que la observada en lengua. El modelo identificó un efecto del status de la escuela de $\gamma_{01} = 3.136$ que computado para situaciones sociales extremas entrega una diferencia que es variable según los indicadores sociales observados en cada año pero que representan 7.742 puntos para 1996 y 5.462 puntos para 1999. También se estimó un impacto *constante en el tiempo* del status social de la escuela que modifica, amplificando, la relación entre clase social y aprendizajes. Por cada punto adicional del índice de status el efecto del capital familiar se incrementa en $\gamma_{11} = 0.350$.

En tercer lugar, la desigualdad de clase es persistente: las reformas transitorias no habría logrado disminuir ni los efectos directos de la clase social. Incluso, puede discutirse con cierta evidencia que las reformas podrían haber tenido efectos *amplificadores* de la desigualdad. Según se aprecia en el segundo panel del cuadro 8, la desigualdad originada en el volumen de capital familiar era tanto para 1996 como para 1999 de $\gamma_{10} = 1.949$. Para el año 2002 se añadió un efecto positivo de $\gamma_{13} = 0.313$. Esto incrementa las diferencias entre alumnos ubicados en situaciones polares extremas. Tampoco logró mitigar los efectos del status social o de las tendencias de la segmentación socio-espacial.

En cuarto lugar, el modelo ajustado dibuja un panorama en las desigualdades de **género** realmente interesante. Por un lado, indica que las alumnas mujeres alcanzan rendimientos diferenciados frente a sus compañeros varones según asistan a escuelas públicas o privadas. Por otro lado, muestra que **en el sexenio se ha generado una desigualdad de género en el aprendizaje matemático que no era evidente en 1996 ni en 1999**¹⁴. Para estos dos primeros años, no se identifican en las escuelas *públicas* diferencias estadísticamente significativas entre varones y niñas; no habría brecha de género. Sin embargo, si aceptamos un mayor error de estimación ($\alpha = 0.088$) en 2002 aparece un impacto

¹⁴ Vide Fernández, 2002 y 2003.

de tipo focalizado: las niñas que asisten a escuelas *públicas* de contexto muy desfavorable reducen su desempeño en $\gamma_{23} = -0.400$. Entonces, ¿cuáles podrían ser las explicaciones para estos dos tipos de fenómenos?

Cuadro 10

Simulación de los efectos diferenciados en la prueba de MATEMÁTICA según clase social y género para los años 1999 y 2002. Las columna de situaciones incluyen valores máximos (impar) y mínimos (pares) observados para el año correspondiente.

Coeficientes		Situación 1	Situación 2	Situación 3	Situación 4	Situación 5	Situación 6
Desigualdad de clase: valores simulados							
Capital	2,038	1,492	-1,100	1,521	-1,403	1,521	-1,403
Status social	0,350	1,113	-0,629	1,193	-0,827	1,193	-0,827
Año 2002	0,313	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Esc. privada	-0,005	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000
Efecto sobre el aprendizaje		3,430	-2,461	3,829	-2,835	3,824	-2,841
Diferencia			5,891		6,665		6,665
Diferencia porcentual / 24 puntos			0,245		0,278		0,278
Desigualdad de género: valores simulados							
Alumna mujer	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Esc. privada	-0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000
Status de la escuela x 1999	0,723	1,113	-0,629	0,000	0,000	0,000	0,000
Esc. Cxt. M. Desfavorable 2002	-0,400	0,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000
Efecto sobre el aprendizaje		0,805	-0,454	-0,400	-0,400	-0,002	-0,002
Diferencia			1,259		0,000		0,000
Diferencia porcentual / 24 puntos			0,052		0,000		0,000

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

También sobre la desigualdad de género se observó un efecto estructural y temporal que tiene que ver con el status de la escuela. Según el modelo ajustado, en el año 1999 las diferencias en el puntaje entre varones y niñas eran variables según el status social de la escuela. El cuadro 10 muestra en el segundo panel, simulaciones donde las situaciones 1 y 2 son alumnas mujeres en el año 1999. Es visible ahí que las niñas en a situación más favorable, es decir, que asisten a una escuela con el más alto valor de status observado en 1999, obtienen por ese hecho un incremento en su puntaje de casi un punto (0.805); en

cambio las niñas que asisten a la escuela más desfavorable obtienen 0.454 puntos *menos*. Se tiene así que los efectos de género están especificados por el status social de la escuela, **generando impactos con sentido contrario**: positivos para en las escuelas de alto status y negativos para las escuelas de bajo status.

El sector **privado**, definido como un “proxy grupo de comparación”, muestra un **mismo nivel de calidad** que el sector público al finalizar los seis años de reformas. De hecho, el coeficiente individual para las escuelas privadas no es estadísticamente significativo al 5% aunque al 10%, muestra un impacto *negativo* de tres centésimos de puntos sobre la calidad, confirmando los hallazgos previos (véase el cuadro 4). En los seis años transcurridos no se habría modificado la diferencia relativa entre el sector público y el sector privado, a pesar de las acciones de reformas realizadas sobre el primero.

7. CONCLUSIONES

Conviene comenzar por sintetizar los hallazgos relativos a las tres preguntas iniciales, para plantear luego plantear algunas implicancias para el análisis de las políticas educativas.

La primera indagaba si entre 1996 y 2002 se había mejorado la calidad de la educación primaria. El análisis realizado muestra que los promedios *ajustados* tanto para lengua como para matemática **son significativamente mayores** en 2002 respecto de 1996 **pero** que este mejoramiento **sólo** se termina observando **entre alumnos** asistentes a las escuelas públicas **de contexto muy desfavorable**, el grupo de tratamiento restringido definido aquí. Hay que descartar la hipótesis de la “incrementalidad”: hacia 1999 hubo un mejoramiento para todas las escuelas que se revirtió hacia 2002. En todos los casos fue mayor para matemática que para lengua. Incluso en el caso de la prueba de lengua y desde un “punto de vista estadístico conservador” tampoco se podría hablar de un mejoramiento efectivo de la calidad en el grupo de tratamiento restringido dado que el modelo de efectos universales tiene la misma capacidad explicativa. El movimiento observado abona más bien la hipótesis de la “reversión” de los impactos, coherente con el cambio de los elencos directrices de las políticas ocurrido en 2000. Esto es, a pesar del discurso “continuista”, **las políticas de reformas fueron transitorias**.

La segunda pregunta hacía referencia a potenciales modificaciones de la distribución del conocimiento según clase social entre los estudiantes; es decir, cambios en las *pendientes* (“slopes”) de la estructura de determinantes sociales del desempeño. Junto con una persistente desigualdad originada en la clase social, los desempeños fueron afectados por incrementos en de los efectos directos e indirectos de la segmentación socio-espacial de las escuelas. Desde este segundo punto de vista, posible de hacer visible gracias a una modelización multinivel (HLM), es claro que el programa de reformas no logró su objetivo de revertir las desigualdades de partida; ni siquiera detenerlas. Los efectos además fueron más benignos en lengua que en matemática. Los modelos muestran que el efecto directo y principal de la clase social sobre el desempeño en lengua **primero disminuyó** en 1999 y en

2002 **volvió a su nivel** anterior; para matemática se incrementó para 2002 . En cambio los efectos indirectos y multiplicativos del capital familiar y del status social sólo fueron significativos para lengua. Mientras que se verifica una **disminución** de para 2002, en 1999 se había generado un incremento de casi medio punto. **La conclusión general es de una desigualdad persistente**, en particular en matemática.

La tercera pregunta es más compleja de abarcar en la medida que implica inferir causalidad desde las asociaciones identificadas y con base a tres muestras sucesivas, independientes pero transversales, que no alcanzan a conformar un panel. El ejercicio indirecto realizado fue designar distintas pruebas estadísticas suponiendo la existencia de dos grupos de comparación alternativos conformados por cohortes equipadas estadísticamente ex-post. El primer contra-fáctico de comparación fue constituido por las escuelas privadas que en su conjunto no sólo no participaron de las reformas sino que se opusieron políticamente a ellas. En este caso, todo el sector público constituyó el “grupo de tratamiento”. El segundo diseño identificaba a las escuelas públicas de contexto muy desfavorable como “un grupo de tratamiento restringido” y todas las demás escuelas, privadas y públicas, como un grupo de control. El análisis realizado permite concluir que para **el caso** de la prueba de **lengua** los cambios identificados en el promedio ajustado son significativos sólo para el “grupo de tratamiento restringido”: escuelas de “contexto sociocultural muy desfavorable” (si se adopta una actitud estadística “no conservadora”). En cambio para la pendiente de la clase social no se puede descartar que se deban a efectos de tipo “historia”. Los efectos observados, con una excepción, fueron “universales”, implicando indiferenciadamente tanto a las escuelas privadas como a las públicas. En el caso de **matemática**, se puede hablar de un sistemático efecto positivo en la calidad del “grupo de tratamiento restringido” que podría ser atribuido a las acciones de reforma emprendidas. También se pudo constatar que hubo efectos hacia 2002 de incremento de la desigualdad que afectaron a todas las escuelas. Otro plano de la discusión, clásico ya en la investigación educativa, es *valorar la magnitud* del mejoramiento. Si se toma como referencia los promedios ajustados, se tiene que al cabo de seis años, el incremento acumulado fue de 0.95 en lengua y de 1.38 en matemática en una prueba de 24 actividades / puntos. Desde el punto de vista del análisis de la política, ésta ha sido la ganancia sexenal obtenida por una reforma pensada sistémicamente, con una amplia asistencia financiera internacional y con un fuerte protagonismo del estado. ¿Es una magnitud razonable para las pretensiones iniciales? Esta es la pregunta clásica “When a little is a little?”, sobre la cual poco se puede avanzar.

Antes de inferir causalidad, conviene recordar que la validez de la atribución sólo se puede sostener si se acepta que el modelo está correctamente especificado y que por lo tanto, se han controlado todos los otros factores que pudieron actuar en ese período modificando la calidad y la equidad. Con estas limitaciones y aceptando cierto grado de validez en el modelo, se podría concluir que es razonable inferir que el programa de reformas habría tenido un impacto positivo **sólo en la calidad**, aunque con inercias y rezagos, sobre su población objetivo restringida, coherente con las orientaciones declaradas.

Persisten dos preguntas más generales relativas **a la desigualdad**. ¿Se puede hacer

responsables a los reformadores por la acción de tales desigualdades exógenas al sistema educativo? O más profundo aún, cuáles serían las condiciones más propicias para que el Estado pueda desarrollar una política educativa que garantizara eficazmente la igualdad de oportunidades?

Está claro que el problema general radica en que las políticas educativas enfrentan restricciones y condicionamientos particularmente de las políticas macro-económicas de “ajuste estructural” y de apertura indiscriminada de la economía. Y tales han sido precisamente las notas predominantes en los países latinoamericanos durante los 90, incluido el Uruguay. En mi opinión, y en forma paradójica, la más estatista de las reformas educativas de la región, fue prohijada por administraciones que promovieron un modelo de desarrollo agro-exportador y des-industrializador, desregulador del mercado de empleo, y que no preveía la incorporación y el uso sistemático de trabajadores calificados, ni la inversión en investigación y desarrollo (R&D). A pesar de la larga tradición regulacionista del estado y sus inercias, esta macro-orientación política tendió a agudizar la desigual distribución del bienestar en la sociedad (PNUD, 2002; Boado & Fernández, 2005). En tal contexto entonces, las reformas lograron hacer más que lo que podía ser esperado dado que el país estaba apuntando justo en el sentido contrario.

ANEXO I.-
Indicadores de estratificación social y variables de control
Indicadores de capital económico

1.A. EQUIPAMIENTO DE CONFORT

Anexo I - Cuadro 1
Tenencia de ítemes de confort comparadas entre 1996 y 2002. (*) Indica qué ítemes fueron utilizados para el índice de equipamiento

Elemento	1996	1999	2002
Luz eléctrica (*)	97.3%	92.9%	99.3%
Calefón (*)	72.8%	76.3%	81.4%
Refrigerador sin freezer	66.9%	60.5%	53.7%
Refrigerador con freezer	26.4%	33.9%	46.9%
Refrigerador (*)	89.0%	88.3%	94.2%
Lavarropa (*)	48.2%	58.9%	70.0%
Teléfono (*)	46.9%	63.9%	67.5%
Televisor color (*)	88.0%	89.5%	95.5%
Video grabador (*)	44.4%	42.5%	42.4%
Video game	50.7%	46.3%	n/d
Automóvil para uso del hogar (*)	33.2%	35.4%	36.3%
Micro-ondas	n/d	24.6%	40.5%
Lavavajillas	n/d	4.5%	5.8%
Secarropa	n/d	9.6%	13.6%
Teléfono celular	n/d	21.5%	33.6%
DVD	n/d	n/d	2.8%
Televisión cable	n/d	n/d	40.6%
Televisión satelital	n/d	n/d	3.9%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UMRE 1996, 1999 y 2002.

El índice se construye ponderando la tenencia de cada bien doméstico de confort (b_j) por la proporción complementaria de la tenencia (p_j) observada ese año.

$$Equipam = \sum_{j=1}^8 b_j (1 - p_j)$$

Sintaxis en SPSS

```
do if (idbase = 1996).
  compute equipa8p = sum.3 (
    (eqluz * (1-0.9730)),
    (eqcalef * (1-0.7279)),
    (eqref * (1-0.8902)),
    (eqLAVAR * (1-0.4815)),
    (eqTELEFO * (1-0.4685)),
    (eqTV * (1-0.8799)),
    (eqVIDEO * (1-0.4439)),
    (eqAUTO * (1-0.3319)) ).
END IF.
do if (idbase = 1999).
  compute equipa8p = sum.3 (
    (eqluz * (1-0.9294)),
    (eqcalef * (1-0.7632)),
    (eqref * (1-0.8829)),
    (eqLAVAR * (1-0.5886)),
    (eqTELEFO * (1-0.6387)),
    (eqTV * (1-0.8953)),
    (eqVIDEO * (1-0.4252)),
    (eqAUTO * (1-0.3538)) ).
END IF.
do if (idbase = 2002).
  compute equipa8p = sum.3 (
    (eqluz * (1-0.9934)),
    (eqcalef * (1-0.8140)),
    (eqref * (1-0.5369)),
    (eqLAVAR * (1-0.6995)),
    (eqTELEFO * (1-0.6748)),
    (eqTV * (1-0.9552)),
    (eqVIDEO * (1-0.4240)),
    (eqAUTO * (1-0.3626)) ).
END IF.
```

VAR LAB EQUIPA8P 'IND. SUM. PONDERADO DE 8 ITEMES'.

1.B. VIVIENDA.

Los indicadores disponibles para caracterizar las cualidades de la vivienda varían en los tres años. En 1996 tenía como fundamento la identificación de aquellas deficiencias incluidas en el Índice de Necesidades Básicas Insatisfechas; sin embargo este enfoque se abandonó en 1999 y en 2002. En consecuencia, la única propiedad que se utilizará es la densidad de utilización de las habitaciones utilizables para dormir. (“KEDENSI”).

Capital cultural de los hogares

1.C. CAPITAL CULTURAL INSTITUCIONALIZADO.

Se definen dos variables, una para la madre y otra para el padre, transformando a años de escolaridad la información relevada a partir de los cuestionarios.

Anexo I - Cuadro 2

Medición de la credencial educativa más alta detentada por la madre y el padre

	1996	1999	2002	
	f43 madre y f50 padre		fam29 madre y fam35 padre	Años de escolaridad
	0 sin instrucción	1 sin educación formal	1 'Sin estudios formales'	0
	1 Primaria incompleta	2 primaria incompleta	2 'Primaria incompleta'	4
	2 Primaria completa	3 primaria completa	3 'Primaria Completa'	6
	3 UTU Form. Prof. /1º ciclo incompleto	4 CB incompleto	4 'Ciclo Básico incompleto'	7
	4 Secundaria CB incompleto			
	5 UTU Form. Prof. / 1º ciclo completo	5 CB UTU completo	5 'Ciclo Básico de UTU completo'	
	6 Secundaria CB completo	6 CB Secundaria completo	6 'Ciclo Básico de Secundaria completo'	9
	7 UTU Curs. Téc. 2º o 3º incompleto	7 BD o UTU 2º ciclo incompleto	7 '2º o 3º ciclo de UTU incompleto'	10
	8 BD incompleto		9 'BD incompleto'	
	9 UTU Curs Téc. 2º o 3º completo	8 UTU 2º o 3º ciclo completo	8 '2º o 3º ciclo de UTU completo'	11
	10 BD completo	9 BD completo	10 'BD completo'	12
	11 Esc. Militar / Policial incompleta	10 Mag / Prof / Esc. Militar / Esc. Polilicial /Universidad incompleta	11 'Magisterio / profesorado incompleto'	13
	13 Cursos Terciarios incompletos			
	14 Magist / Profesorados incomp.			
	15 Universidad incompleta		12 'Universidad incompleta'	14
	12 Esc. Militar / Policial completo	11 Mag / Prof. /Esc. Militar / Esc. Policial Completo	13 'Magisterio / profesorado completo'	15
	16 Cursos terciarios completos			
	17 Magist / Profesorados completos			
	18 Universidad completa	12 Universidad completa	14 'Universidad completa'.	17

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de las evaluaciones respectivas.

1.D. CAPITAL CULTURAL OBJETIVADO

Se utilizarán dos variables. La primera, dicotómica, indicará con valor 1 si en el hogar el alumno cuenta con una computadora; en caso contrario, tendrá valor 0.

La segunda variable es el número de libros en el hogar recogido en tramos y equiparados entre las tres encuestas de contextos.

variables de control

SEXO.-

La información proviene de dos fuentes, ambas completadas por el alumno: la prueba de matemática y la prueba de lengua. Esto permite reducir la cantidad de casos sin información al mínimo (menos del 1%).

REPETICIÓN.- La repetición de un alumno durante el ciclo escolar no constituye un indicador claro en las bases de 1999 y 2002, por las razones expuestas en el texto, ya que variaron las políticas de acreditación establecidas por la introducción de la “promoción automática”); además existe cierta evidencia sobre la existencia tanto de acuerdos tácitos de promoción como de “cuotas de repetición”, etc.

CONDICIÓN DE ACTIVIDAD DEL NIÑO.- se construye una variable dicotómica, trabaj1 =1 en el caso de que sí y 0 cuando no tiene actividad. Utiliza la información declarada por el niño en uno de los cuestionarios de contexto a dos preguntas.

ASISTENCIA A EDUCACIÓN INICIAL.- con base en la información provista por el cuestionario respondido por la familia, se construye una variable con el número de años de educación inicial que tuvo cada alumno, con la restricción de que esa asistencia se haya realizado en centros educativos formales públicos o privados regulados por las autoridades de la ANEP. No se consideran por tanto, ni las guarderías, clubes y otras organizaciones de custodia o recreación. La asistencia a los Centros de Atención a la Infancia y la Familia (CAIF) dependientes del Ministerio de Educación fueron considerados como educación inicial, a pesar de no contar con el carácter formal.

ANEXO II.- Indice de capital familiar global

Anexo II - Cuadro 1
Distribución comparada de los bienes culturales y económicos (promedios)

Bienes	1996	1999	2002
CAPITAL CULTURAL			
Escolaridad de la Madre	8.68	8.76	8.96
Escolaridad del Padre	8.42	8.43	8.49
Tenencia de computadora	0.11	0.18	0.28
Número de Libros	35.38	36.30	35.55
CAPITAL ECONÓMICO			
Ind. Equipamiento ponderado	1.39	1.39	1.54
Densidad de ocupación de la vivienda	1.61	1.57	1.56
Hacinamiento (1=sí; 0 = no)	0.17	0.16	0.16

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de las evaluaciones respectivas.

Anexo II - Cuadro 2
Estructura factorial comparada para 1996, 1999 y 2002: cargas factoriales, comunalidades, eigen values y KMO. Todas las variables.

Bienes	"Pooled"	1996	1999	2002	"Pooled"	1996	1999	2002
CAPITAL CULTURAL								
Escolaridad de la Madre	0.780	0.782	0.760	0.770	0.608	0.612	0.578	0.593
Escolaridad del Padre	0.751	0.745	0.742	0.745	0.564	0.556	0.551	0.555
Tenencia de computadora	0.638	0.623	0.712	0.756	0.407	0.388	0.507	0.572
Número de Libros	0.743	0.759	0.626	0.705	0.552	0.576	0.392	0.497
CAPITAL ECONÓMICO								
Ind. Equipamiento ponderado	0.784	0.790	0.748	0.768	0.615	0.624	0.560	0.590
Densidad de ocupación de la vivienda	-0.529	-0.525	-0.532	-0.559	0.280	0.276	0.283	0.312
Eigen value	3.026	3.031	2.870	3.119				
% Varianza explicada	0.504	0.505	0.478	0.520				
Prueba de KMO	0.846	0.846	0.824	0.849				

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de las evaluaciones respectivas.

Anexo II - Cuadro 3
Estructura factorial comparada para 1996, 1999 y 2002: cargas factoriales, comunalidades, eigen values y KMO. Sin densidad de ocupación de la vivienda

Bienes	"Pooled"	1996	1999	2002	"Pooled"	1996	1999	2002
CAPITAL CULTURAL								
Escolaridad de la Madre	0.796	0.798	0.778	0.788	0.634	0.637	0.605	0.621
Escolaridad del Padre	0.772	0.773	0.765	0.767	0.596	0.598	0.585	0.588
Tenencia de computadora	0.657	0.643	0.732	0.770	0.432	0.413	0.536	0.593
Número de Libros	0.754	0.768	0.646	0.718	0.569	0.590	0.417	0.516
CAPITAL ECONÓMICO								
Ind. Equipamiento ponderado	0.770	0.776	0.724	0.753	0.593	0.602	0.524	0.567
Eigen value	2.823	2.840	2.668	2.885				
% Varianza explicada	0.470	0.473	0.445	0.481				
Prueba de KMO	0.846	0.846	0.824	0.849				
Confiabilidad	0.738	0.740	0.727	0.743				

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de las evaluaciones respectivas.

Anexo II - Cuadro 4
Confiabilidad comparada de los índices sumatorios de capital familiar global

	1996	1999	2002	Todas: ind. sumatorio	Todas: indice factorial
Alfa de Cronbach	0.810	0.775	0.805	0.807	0.738
Correlación item-escala menor	0.482 (computador)	0.479 (libros)	0.564 (libros)	0.494 (computador)	n/c

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de las evaluaciones respectivas.

ANEXO III.-

Matrices de correlación y modelos lineales y HLM (vacío) ajustados

Anexo III - Cuadro 5

Matriz de correlaciones entre las variables de estratificación y los logros en Matemática y Lengua para 1996, 1999 y 2002

	Lengua			Cambio 02/96	Matemática			Cambio 02/96
	1996	1999	2002		1996	1999	2002	
Escolaridad de la Madre (escolmat)	0.348	0.307	0.323	-	0.342	0.313	0.313	-
Escolaridad del Padre (escolpat)	0.313	0.287	0.292	=	0.310	0.300	0.248	-
Número de Libros (kclibro1)	0.361	0.274	0.290	-	0.342	0.292	0.270	-
Tenencia de computadora (kpc)	0.257	0.273	0.302	+	0.264	0.293	0.292	+
Índice sumatorio ponderado de equipamiento (equipa8p)	0.366	0.286	0.300	-	0.355	0.299	0.289	-
Densidad de ocupación de la vivienda (kedensi)	-0.218	-0.208	-0.209	=	-0.201	-0.210	-0.201	=
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.284	0.267	0.267	-	0.275	0.273	0.228	-
Índice de capital familiar global (KFG5)	0.438	0.385	0.396	-	0.429	0.405	0.371	-
Número de hermanos en la familia (hermanos)	-0.210	-0.220	-0.204	=	-0.185	-0.206	-0.177	=
Familia monoparental (fam1)	-0.022	-0.029 (ns)	-0.006 (ns)	-	-0.021	-0.015 (ns)	-0.013 (ns)	-
Familia biparental estable formal (fam5)	0.144	0.123	0.174	+	0.133	0.112	0.145	+
Asistencia a una Escuela de Contexto Muy Favorable (ctxt1)	0.330	0.314	0.270	-	0.324	0.327	0.229	-
Asistencia a una Escuela de Contexto Muy Desfavorable (ctxt5)	-0.292	-0.180	-0.198	-	-0.275	-0.166	-0.201	-
Prom. Ind. Capital Familiar Global (xKFG5)	0.435	0.408	0.374	-	0.425	0.405	0.326	-
Asistencia a una Escuela Privada (privada)	0.273	0.203	0.192	-	0.254	0.181	0.169	-

Fuente: Elaboración propia con base en las evaluaciones de 1996, 1999 y 2002. Todos los coeficientes son significativos a $p < 0.01$

Anexo III - Cuadro 6

Prueba de lengua: comparación de indicadores de los modelos extendidos para cada año y el "pooled": coeficiente estandarizados, t, R², T y ovtest

	1996	1999	2002	"Pooled"
LENGUA				
Escolaridad de la Madre (escolmat)	0.099 (15.54)	0.096 (4.93)	0.110 (5.99)	0.101 (17.49)
Escolaridad del Padre (escolpat)	0.063 (10.45)	0.081 (4.45)	0.073 (4.13)	0.063 (11.68)
Número de Libros (kclibro1)	0.149 (24.89)	0.113 (6.61)	0.091 (5.31)	0.137 (25.81)
Tenencia de computadora (kcpc)	0.056 (10.98)	0.065 (3.65)	0.086 (4.76)	0.065 (14.05)
Índice sumatorio ponderado de equipamiento (equipa8p)	0.131 (20.34)	0.058 (2.97)	0.075 (3.93)	0.125 (21.70)
Densidad de ocupación de la vivienda (kedensi)	-0.043 (-8.29)	-0.074 (-4.03)	-0.049 (-3.09)	-0.045 (-9.46)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.086 (15.50)	0.103 (6.02)	0.099 (5.50)	0.086 (17.20)
Trabajo del niño (trabajo1)				
Coeficiente de determinación: R ²	0.204	0.158	0.166	0.198
Tolerance menor	0.535 (equipa8p)	0.584 (equipa8p)	0.559 (escolmat)	0.547 (equipa8p)
OVTest (Omitted Variable Test)	F=4.98 P=0.002	F=15.41 P=0.000	F=0.95 P=0.414	F=7.51 P=0.000
Número de casos	37073	4105	4313	45491
MATEMÁTICA				
Escolaridad de la Madre (escolmat)	0.106 (16.02)	0.090 (4.69)	0.136 (7.22)	0.107 (18.09)
Escolaridad del Padre (escolpat)	0.067 (10.63)	0.083 (4.34)	0.015 (0.85)	0.060 (10.53)
Número de Libros (kclibro1)	0.122 (19.28)	0.123 (7.28)	0.081 (4.59)	0.113 (20.14)
Tenencia de computadora (kcpc)	0.073 (12.73)	0.072 (3.90)	0.098 (5.29)	0.091 (17.25)
Índice sumatorio ponderado de equipamiento (equipa8p)	0.127 (19.10)	0.068 (3.71)	0.084 (4.55)	0.122 (20.73)
Densidad de ocupación de la vivienda (kedensi)	-0.033 (-6.31)	-0.060 (-3.45)	-0.049 (-3.09)	-0.037 (-7.82)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.084 (14.87)	0.103 (6.22)	0.051 (3.17)	0.081 (15.97)
Trabajo del niño (trabajo)	-0.017 (-3.99)	-0.055 (-3.74)	-0.088 (-6.29)	-0.005 (-1.20)
Coeficiente de determinación: R ²	0.197	0.173	0.155	0.190
Tolerance menor	0.528 (equipa8p)	0.586 (equipa8p)	0.559 (escolmat)	0.542 (equipa8p)
OVTest (Omitted Variable Test)	F=28.87 P=0.00	F=12.98 P=0.000	F=0.95 P=0.414	F=20.80 P=0.000
Número de casos	34832	4129	4323	43284

Anexo III - Cuadro 7

Prueba de lengua: comparación de indicadores de los modelos parsimónico para cada año y el "pooled": coeficiente estandarizados, t, R², T y ovtest

	1996	1999	2002	"Pooled"
LENGUA				
Indice de capital familiar global (Capital)	0.218 (32.69)	0.149 (7.75)	0.216 (11.39)	0.224 (36.19)
Es una alumna en lugar de un varón (sexo)	0.082 (18.40)	0.117 (8.26)	0.077 (6.01)	0.001 (0.35)
Densidad de ocupación de la vivienda (Kedendsi)	-0.045 (-906)	-0.059 (-3.38)	-0.047 (-3.46)	-0.032 (-7.49)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.061 (11.27)	0.065 (4.07)	0.052 (3.37)	0.054 (11.11)
Trabajo del niño (trabajo1)	-0.022 (-5.03)	-0.082 (-5.54)	-0.090 (-6.83)	-0.004 (-0.99)
Efecto del entorno sociocultural (Meancap)	0.240 (38.11)	0.243 (12.90)	0.173 (9.95)	0.224 (37.55)
Coeficiente de determinación: R ²	0.237	0.209	0.192	0.209
Suma de Residuos al cuadrado	646680.948	63256.128	81709.021	791646.097
Tolerance menor	0.450 (capital)	0.479 (capital)	0.451 (capital)	0.453 (capital)
OVTtest (Omitted Variable Test)	F=26.69 P=0.000	F=2.56 P=0.053	F=3.06 P=0.027	F=10.17 P=0.000
Número de casos	38350	4341	5048	48275
MATEMÁTICA				
Indice de capital familiar global (Capital)	0.223 (32.42)	0.192 (9.21)	0.244 (12.48)	0.224 (36.19)
Es una alumna en lugar de un varón (sexo)	0.003 (0.50)	0.000 (-0.03)	-0.026 (-1.99)	0.001 (0.35)
Densidad de ocupación de la vivienda (Kedendsi)	-0.027 (-5.75)	-0.052 (-3.20)	-0.054 (-3.88)	-0.032 (-7.49)
Años de pre-escolarización (Eduini1)	0.056 (10.52)	0.071 (4.50)	0.038 (2.44)	0.054 (11.11)
Trabajo del niño (trabajo1)	-0.014 (-3.48)	-0.058 (-4.03)	-0.085 (-6.46)	-0.004 (-0.99)
Efecto del entorno sociocultural (Meancap)	0.235 (35.48)	0.211 (10.23)	0.109 (5.88)	0.224 (37.55)
Coeficiente de determinación: R ²	0.219	0.195	0.156	0.209
Suma de residuales al cuadrado	644855.898	77759.610	102768.807	825384.315
Tolerance menor	0.451 (capital)	0.479 (capital)	0.452 (capital)	0.453 (capital)
OVTtest (Omitted Variable Test)	11.23 (P=0.000)	5.33 (P=0.001)	3.87 (P=0.009)	F=10.17 P=0.000
Número de casos	38860	4349	5066	48275

Anexo III - Cuadro 8
Descomposición de varianza: HLM 2, años por separado

	1996	1999	2002
MATEMÁTICA			
Varianza del nivel 2 - Var (u_{ij})	7.366	6.272	6.257
Varianza de nivel 1 - Var (r_{ij})	13.971	14.819	18.080
Varianza total	21.337	21.092	24.337
Coefficiente de Correlación Intraclase - ρ	0.345	0.297	0.257
Prueba de χ^2 para Var (u_{ij})	25147.498	2248.254	11901.997
Grados de libertad	1283.000	162.000	192.000
Significación de χ^2	0.000	0.000	0.000
LENGUA			
Varianza del nivel 2 - Var (u_{ij})	6.965	4.957	5.357
Varianza de nivel 1 - Var (r_{ij})	15.560	13.082	14.817
Varianza total	22.525	18.039	20.174
Coefficiente de Correlación Intraclase - ρ	0.309	0.275	0.266
Prueba de χ^2 para Var (u_{ij})	21233.187	2107.386	2042.304
Grados de libertad	1283.000	162.000	192.000
Significación de χ^2	0.000	0.000	0.000

Bibliografía

- ANEP (Administración Nacional de Educación Pública) (1999) *La educación uruguaya. Situación y perspectivas 1999. Basado en la Exposición de Motivos del Proyecto de Rendición de Cuentas y Balance de Ejecución Presupuestal, ejercicio 1998, presentado a la Asamblea General del Poder Legislativo*. Montevideo.
- BLALOCK, Hubert (1984) "Contextual-Effects Models: Theoretical and Methodological Issues". *Annual Review of Sociology* vol 10. Pp. 353-372.
- BOADO, Marcelo & FERNÁNDEZ, Tabaré (2005) "Cambios en la distribución social del ingreso en el Uruguay entre 1998 y 2004" *Papeles de Población*, vol. 35. enero-marzo.(Revista arbitrada). Centro de Investigación y Estudios Avanzados de Población (CIEAP). Universidad Autónoma del Estado de México (UAEM). Toluca. México.
- BOURDIEU, Pierre (1998) *La distinción. Criterio y bases sociales del gusto*. Taurus. Madrid.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina) (1990) *Enseñanza primaria y ciclo básico de educación media en el Uruguay*. Ed. Oficina de Montevideo de la CEPAL. Montevideo.
- (1992) *¿Aprenden los estudiantes? El Ciclo Básico de Educación Media*. Ed. Oficina de Montevideo. CEPAL, Montevideo.
- (1994) *Los bachilleres uruguayos: quiénes son, qué aprendieron y qué opinan*. Ed. Oficina de Montevideo de la CEPAL; LC/MVD/R.121. Montevideo.
- FERNÁNDEZ, Tabaré (2002) "Determinantes sociales e institucionales de la desigualdad educativa en sexto año de educación primaria de Argentina y Uruguay, 1999. Una aproximación mediante un modelo de regresión logística". En *Revista Mexicana de Investigación Educativa* vol. VII. Núm. 16, septiembre-diciembre 2002.
- (2003) "La desigualdad educativa en Uruguay 1996-1999". En *Revista Electrónica sobre Calidad, Eficacia y Cambio en la Educación*. Vol. 1 núm. 1 (Julio) . Universidad de Deusto / Universidad Autónoma de Madrid. En www.rinace.org
- (2004) *Distribución del conocimiento escolar: clases sociales, escuelas y sistema educativo en América Latina..* Unpublished PhD Dissertation. El Colegio de México.
- FERNÁNDEZ, Tabaré & MIDAGLIA, Carmen (2005) "El uso de los informes generados por los sistemas de evaluación de aprendizajes en la educación primaria. Los casos de México y de Uruguay". En Cueto, Santiago (2005) *Uso e impacto de la información educativa en América Latina*. Ediciones PREAL. Santiago de Chile.
- FERRER, Guillermo (2005) *Estado de situación de los sistemas nacionales de evaluación de logros de aprendizaje en América Latina* . Documento de Trabajo del Grupo de Estándares y Evaluación (GTEE) del PREAL / GRADE. Lima. Consultado el 6 de enero de 2006 en <http://www.preal.org/GTEE/docr/Estado%20de%20Situacion.pdf>
- FILGUEIRA, Carlos & MARTINEZ, Enrique (2004) "La Reforma Educativa en Uruguay: desafíos y tendencias". En Carnoy, Martin et al (2004) *Las reformas educativas en la década de 1990. Un estudio comparado de Argentina, Chile y Uruguay*. Editado por el Banco Interamericano de Desarrollo / Ministerios de Educación de Argentina, Chile y Uruguay. Buenos Aires.
- GIE (Gerencia de Investigación y Evaluación) (2005) *Panorama de la Educación en el Uruguay. Una década de transformaciones 1994-2004. Libro homenaje a Carlos Filgueira*. Editado por la Administración Nacional de Educación Pública, Montevideo.
- GREENE, William (1999) *Análisis econométrico. Tercera Edición*. Prentice Hall. Madrid.
- GUJARATI, Damodar (2004) *Econometría. Cuarta Edición*. McGraw Hill. México, D.F.

- INEE (Instituto Nacional para la Evaluación de la Calidad de la Educación) (2005) *La Calidad de la Educación Básica en México*. Editado por INEEL, México, D.F.
- KAUFFMAN, Robert & NELSON, Joan (2005) *Políticas de Reformas Educativas. Comparación entre países*. Documento de Trabajo 33. Programa de Promoción de la Reforma Educativa en América Latina (PREAL). Santiago de Chile.
- LEE, Valerie & BRYK, Anthony (1989) "A Multilevel Model of the Social Distribution of High School Achievement". In *Sociology of Education* n 62. number 3, 172-192. October. Chicago.
- PEA (Programa de Evaluación de Aprendizajes) (2002) *Evaluación Nacional de Aprendizajes en Lenguaje y Matemática. 6to año Enseñanza Primaria - 2002. Primer informe de devolución de resultados de la muestra nacional*. Administración Nacional de Educación Pública, Montevideo.
- (2003) *Evaluación nacional de aprendizajes en lenguaje y matemática. 6to año de Enseñanza Primaria. - 2002. Segundo Informe: Escuelas de Tiempo Completo y Áreas Integradas*. Editado por la Administración Nacional de Educación Pública, Montevideo.
- PNUD (Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo) (2002) *Informe de Desarrollo Humano Uruguay 2001*. Naciones Unidas. Montevideo.
- RAUDENBUSH, Stephen & BRYK, Anthony (2002) *Hierarchical Linear Models. Applications and Data Analysis Methods. Second Edition*. Advanced Quantitative Technics in the Social Sciences. Sage. Thousand Oaks. CA.
- RAVELA, Pedro (2001) *¿Cómo presentan sus resultados los sistemas de evaluación de aprendizaje de América Latina?*. Documento de trabajo - Grupo de Estándares y Evaluación de Aprendizajes. Grade / PREAL. (Web: www.preal.cl)
- RAVELA, Pedro; PICARONI, Beatriz; CARDOZO, Manuel; FERNÁNDEZ, Tabaré, GONET, Dina; LOUREIRO, Graciela & LUACES, Oscar. (1999) *Factores institucionales y pedagógicos explicativos de los aprendizajes. Cuarto Informe de la Evaluación Nacional de Aprendizajes en Sextos Años de Educación Primaria*. Ed. UMRE-MECAEP-ANEP. Montevideo.
- SHADISH, William; COOK, Thomas & CAMPBELL, Donald (2002) *Experimental and Quasi-experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Houghton Mifflin Company. Boston.
- SIMCE (Sistema de Medición de la Calidad de la Educación) (2005) *Informe de Resultados. 8º Educación Básica*. Ministerio de Educación. Santiago de Chile.
- SNIJDERS, Tom A.B. & BOSKER, Roel J. (1999) *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage Publishers. London.
- SOMMERS, Marie-Andre; McEWAN, Patrick & WILLMS, Douglas (2004) "How effective are Private Schools in Latin America" *Comparative Education Review*, vol. 48 (1). Pp. 48-69.
- UMRE (Unidad de Medición de Resultados Educativos) - Uruguay.(1997) *Segundo Informe Público. Evaluación Nacional de Aprendizajes Lengua Materna y Matemática. 6º grado de Enseñanza Primaria*. Ed. ANEP. Montevideo.
- (1999) *Evaluación Nacional de Aprendizajes en sextos años de Educación Primaria - 1999. Primer Informe*. Ed. UMRE-MECAEP-ANEP. Montevideo.
- UMC (Unidad de Medición de la Calidad Educativa) (2005) *IV Evaluación Nacional del Rendimiento Estudiantil*. Ministerio de Educación del Perú. Lima.