

EL FRACASO ESCOLAR EN EL NIVEL MEDIO ARGENTINO: ¿ES MENOS FRECUENTE EN LAS ESCUELAS DE GESTIÓN PRIVADA DEBIDO A SU ADMINISTRACIÓN?

FORMICHELLA, María Marta*
KRÜGER, Natalia**

Abstract

In Argentina it is important to study the possible impact of the type of school management on the quality of schooling, due to the growing participation of the private sector in the local education system since the mid-20th century. The purpose of this article is to test the following hypothesis: the lower risk of school failure observed in the private sector responds mainly to the characteristics of its student population, rather than to the type of management. To this end, multilevel logistic regression models are estimated using data from the PISA 2009 survey. The results favour the initial hypothesis.

Keywords: quality of education – education management – school failure

Códigos JEL: I21, I28

1. Introducción

Uno de los rasgos distintivos del sistema educativo argentino es su carácter mixto, integrado por servicios de gestión estatal y privada, donde la proporción de alumnos en el sector privado supera al 25% (DINIECE, 2010), cifra que se destaca en el contexto latinoamericano (SITEAL, 2011).

Los circuitos de gestión pública y privada presentan marcadas diferencias vinculadas a su misión institucional, a sus modelos organizativos, y a las regulaciones a las que están sujetas. A su vez, se distinguen por el perfil socioeconómico de su alumnado, por la calidad y disponibilidad de sus recursos materiales y humanos, y por su clima interno (CIPPEC, 2004; Krüger y Formichella, 2012). Entonces, resulta de interés comprobar si estas condiciones diferenciales se reflejan en los logros educativos de los alumnos. Sin embargo, esta tarea no es sencilla y la discrepancia se desenvuelve en torno a ella. Por un lado, es cierto que existen mejores resultados promedio para los alumnos de escuelas privadas. Por otro lado, estas diferencias suelen disiparse al controlar por las características socioeconómicas de quienes asisten a cada tipo de escuela, lo cual significa que la mayor performance de las escuelas privadas no se debe específicamente al tipo de gestión (OCDE, 2010).

Ahora bien, esto no reduce el atractivo del sector privado para las familias que buscan garantizar buenos resultados para sus hijos. En realidad, respecto del impacto que puede tener el tipo de gestión sobre dichos resultados, cabe distinguir dos efectos (Somers, Mcewan y Willms, 2004). Por un lado, desde el punto de vista de las familias es importante conocer si, una vez descontado el efecto de las características individuales de los alumnos, quienes asisten a escuelas privadas logran mayores aprendizajes: Efecto tipo A.

*Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (I.I.E.S.S.) UNS-CONICET, Argentina, e-mail: mformichella@uns.edu.ar ** (I.I.E.S.S.) UNS-CONICET, Argentina, e-mail: natalia.kruger@uns.edu.ar

Por otro lado, desde el punto de vista de la sociedad en general, es más relevante constatar si esta ventaja se mantiene al eliminar la influencia de la composición socioeconómica del alumnado: Efecto tipo B (Raudenbush y Willms, 1995)¹. En caso de que el efecto tipo B resultara positivo, sería de interés identificar las características de las escuelas privadas responsables del mismo. Así, podría estudiarse la posibilidad de replicarlas en el sector público, o la conveniencia de propiciar una mayor participación del sector privado en el sistema. Por el contrario, de probarse su insignificancia, no existiría un beneficio social vinculado a la opción de gestión privada de la educación.

En este sentido, el objetivo del presente trabajo es evaluar si en el nivel medio argentino el tipo de gestión de las escuelas, pública o privada, es un determinante relevante del riesgo de fracaso escolar de sus alumnos, distinguiendo claramente entre los dos efectos mencionados: de tipo A y de tipo B. La hipótesis de trabajo es que el menor riesgo escolar observado en las escuelas privadas se debe principalmente al alumnado que ellas albergan, y no al tipo de administración. Es decir, se plantea que existe un efecto de tipo A, pero que no hay un efecto de tipo B. Para cumplir con el objetivo, se emplea la información provista por el Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos (PISA), elaborado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), y se estiman modelos de regresión logística multinivel.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la próxima sección se resume la literatura sobre el tema; luego, en la sección tres se detallan, la metodología, los datos, y las variables utilizadas; en la sección cuatro se exponen los resultados obtenidos; y, finalmente, en la sección cinco se presentan las conclusiones.

1.1 El rol del tipo de gestión: antecedentes

El debate en torno a la relativa efectividad de las escuelas públicas y privadas comenzó a nivel internacional a mediados del siglo pasado (Somers, Mcewan y Willms, 2004). Quienes abogan por la provisión privada de la educación sostienen que las escuelas privadas brindan servicios de mayor calidad. Sin embargo, los detractores afirman que la mayor performance asociada a las escuelas privadas se debe a las ventajas que presenta su población estudiantil. Esta controversia ha sustentado una extensa literatura dedicada a estudiar la calidad diferencial de ambos tipos de escuelas, la cual se vale en general de los resultados de distintas evaluaciones estandarizadas de aprendizaje. Así, uno de los enfoques más generalizados es la estimación de funciones de producción educativa (Hanushek, 1979; Levin, 1974) para identificar los determinantes de los puntajes obtenidos por los alumnos en dichas pruebas.

Uno de los trabajos pioneros en esta temática es el de Coleman, Hoffer, y Kilgore (1982), quienes encontraron que los estudiantes de escuelas privadas presentaban mejores resultados en EEUU. Sin embargo, los estudios posteriores no logran alcanzar un

¹ Al considerar la composición socioeconómica del alumnado se busca reflejar dos cuestiones: por una parte, que los alumnos de escuelas de gestión privada tendrían un mayor rendimiento debido a que provienen de familias que individualmente les ofrecen mejores condiciones para estudiar; por la otra, que cada alumno se vería favorecido por la existencia de externalidades positivas fruto de la interacción con compañeros que poseen condiciones favorables (efecto de pares). Por ejemplo: expectativas positivas sobre el futuro, actitudes y valores que propicien en el aula un clima adecuado para el desarrollo del proceso de enseñanza-aprendizaje y buenas expectativas por parte de los docentes respecto del grupo, entre otras.

consenso: mientras que algunos apoyan la hipótesis de mayor efectividad de las escuelas privadas (Bryk, Lee y Holland, 1993; Figlio y Stone, 1997; Hanushek, 1986; Miller y Moore, 1991), otros la refutan (Altonji y otros, 2005; Goldhaber, 1996; Noell, 1982; Sander, 1996).

Asimismo, el análisis para otros países desarrollados tampoco ha sido concluyente. Algunos trabajos señalan la existencia de un efecto positivo de la gestión privada (Angrist y otros, 2002; Corten y Dronkers, 2006; Cox y Jiménez, 1991); mientras que efectos nulos, ambiguos, o a favor de la gestión pública, han sido identificados para ciertos países (Calero y Escardíbul, 2007). Más recientemente, Calero y Escardíbul (2007), Escardíbul (2008), y Alegre y Ferrer (2010), han aportado evidencia a favor de ésta última postura.

En América Latina, una de las principales referencias es el estudio de Somers, Mcewan y Willms (2004). Estos autores emplean información de 10 países latinoamericanos correspondiente al Primer Estudio Internacional Comparativo (PEIC-UNESCO, 1997). Concluyen que al controlar por un conjunto completo de características de los estudiantes, sus familias y sus compañeros de colegio, el efecto de la gestión privada es aproximadamente cero. Otros trabajos para América Latina sustentan esta misma conclusión (Carnoy, 2005; Duarte, Bos y Moreno, 2010).

Finalmente, dado que la eficiencia relativa de las escuelas de distinto tipo depende en gran parte del régimen institucional y la estructura de incentivos bajo los cuales operan, es relevante revisar los antecedentes específicos para Argentina. También aquí se observa que los estudios han arribado a conclusiones dispares, aunque la evidencia general apunta a la inexistencia de un efecto significativo a favor del tipo de administración privada.

Somers, Mcewan y Willms (2004), Cervini, (1999, 2003), Santos (2007), Gertel y otros (2007), Formichella (2011), y Decándido (2011), encuentran evidencia a favor de la hipótesis aquí propuesta; mientras que Fernández Aguerre (2002), Gertel y otros (2006), y Abdul-Hamid (2007), hallan el resultado contrario. Por su parte, Duarte, Bos y Moreno (2010) encuentran resultados ambiguos.

Para concluir la revisión de la literatura, cabe mencionar dos trabajos que utilizan la misma metodología que aquí: regresión logística multinivel. Por un lado, Calero, Choi y Waisgrais (2010) estudian los determinantes del fracaso escolar en España y, entre ellos, encuentran que la gestión privada aumenta la probabilidad de fracasar. Por otra parte, Duarte, Bos y Moreno (2012) estudian la probabilidad de que un estudiante colombiano se encuentre en un estado de vulnerabilidad educativa. Sin embargo, la titularidad de los centros, variable de interés aquí, no se incluyó como factor explicativo.

Luego de describir los antecedentes sobre el tema, en las siguientes secciones se estudia el caso argentino con el fin de hacer un aporte a la controversia en torno al rol del tipo de gestión escolar en la determinación del fracaso educativo.

1.2. Metodología, datos y variables

La metodología

La metodología sugerida por la literatura especializada para el estudio de los determinantes del rendimiento educativo es la de regresión multinivel (Bryk y Raudenbush, 1992; Calero y Escardíbul, 2007; OCDE, 2009). Su principal ventaja es que posibilita evaluar simultáneamente los efectos de los factores grupales e individuales

sobre los resultados individuales, ya que tiene en cuenta que las unidades muestrales –los alumnos– están anidadas dentro de unidades más amplias –las aulas o las escuelas–. A su vez, al considerar la estructura jerárquica de los datos es posible obtener estimaciones más eficientes en relación a otros métodos tradicionales como el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), reduciendo el riesgo de obtener resultados significativos espurios (De la Cruz, 2008; Hox, 1995).

La base de datos empleada aquí permite estimar modelos jerárquicos de dos niveles: estudiantes (nivel 1) y centros (nivel 2). Las variables de nivel 2 influyen sólo sobre los interceptos de las escuelas. Las variables de nivel 1 pueden ser incorporadas con efectos fijos, suponiendo que el efecto sobre la variable dependiente es el mismo en todas las escuelas; o con efectos aleatorios, considerando que su impacto puede diferir entre ellas.

Aquí se propone estudiar los determinantes del fracaso escolar, entendido como la imposibilidad de alcanzar un nivel mínimo de rendimiento. Siguiendo la concepción propuesta por OCDE (2009), se considera que si un alumno no logra aprobar el nivel 2 de la prueba PISA, su paso por el sistema escolar no le ha permitido adquirir las competencias necesarias para desarrollarse en su vida adulta. Por ende, es necesario combinar la metodología multinivel con la de regresión logística, para poder estudiar los determinantes de la probabilidad de que un alumno no logre alcanzar este nivel. Es decir, si Y_{ij} es una variable binaria que representa el resultado para el alumno “i” que asiste a la escuela “j”, esta metodología permite estimar la probabilidad de que el alumno fracase escolarmente, la cual es definida como $P_{ij} = P(Y_{ij} = 1)$.

Snijders y Bosker (1999) explican que los modelos de regresión multinivel con variables dependientes dicotómicas consideran una distribución no-normal de dicha variable, siendo el caso más frecuente una distribución logística.

Formalmente, un modelo de regresión logística de dos niveles puede expresarse así:

Nivel 1

$$\log[P_{ij}/(1 - P_{ij})] = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k0} X_{kij} + \sum_{m=1}^M \beta_{mj} Z_{mij} + r_{ij} \quad (1)$$

Nivel 2

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{f=1}^F \gamma_{0f} G_j + u_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{mj} = \gamma_{m0} + u_{mj} \quad (3)$$

Modelo completo

$$\log[P_{ij}/(1 - P_{ij})] = \gamma_{00} + \sum_{k=1}^K \gamma_{k0} X_{kij} + \sum_{m=1}^M \beta_{mj} Z_{mij} + \sum_{f=1}^F \gamma_{0f} G_j + r_{ij} + u_{0j} \quad (4)$$

Donde:

- P_{ij} es la probabilidad de que el alumno “i” en la escuela “j” fracase escolarmente.
- X y Z son, respectivamente, los vectores de variables explicativas de nivel 1 que se incorporan al modelo con efectos fijos y efectos aleatorios; G es el vector de variables explicativas de nivel 2.
- β_{0j} es el intercepto de la recta de regresión para la escuela “j”.
- Los coeficientes γ_{k0} no varían entre centros; pero los β_{mj} pueden hacerlo, ya que están formados por una parte fija (γ_{m0}) y una parte aleatoria (u_{mj}).
- r_{ij} , el residuo de la regresión en el nivel 1, es el desvío no explicado del resultado del individuo “i” respecto del promedio de la escuela “j” a la que pertenece. Dado que en los modelos de regresión logística se supone que los

residuos siguen una distribución de ese tipo, el valor de la varianza de r_{ij} (σ^2) es igual a $\frac{\pi^2}{3} = 3,29$ y representa la varianza residual dentro de cada centro (Snijders y Bosker, op. cit.).

- u_{0j} es la desviación no explicada de la escuela “j” respecto del promedio del conjunto de las escuelas. Se supone que es una variable aleatoria independiente con media igual a cero y varianza igual a τ^2 , la cual representa la varianza entre centros (Snijders y Bosker, op. cit.).

En este tipo de modelos, el efecto de las variables explicativas se evalúa a través de los denominados *odds-ratios* (razones de probabilidad). Estos se calculan como $\exp(\beta)$, siendo β un nombre genérico asignado a los coeficientes de la regresión. Los *odds-ratios* miden la probabilidad de que ocurra un suceso Y , condicionada a la ocurrencia de otro evento X ; en relación a la probabilidad de que no ocurra Y , condicionada al mismo evento X . Las razones de probabilidad asociadas a variables cuyos coeficientes son positivos son mayores a uno, mientras que las asociadas a coeficientes negativos son menores a la unidad (Calero y otros, 2010). La variación en la probabilidad de ocurrencia del suceso que se intenta explicar ($Y = 1$) en relación a la probabilidad de no ocurrencia del mismo ($Y = 0$), ante la modificación de una variable independiente cualquiera, se mide así: (*odds-ratio* - 1).

En los análisis multinivel resulta útil estimar un modelo sin incluir variables explicativas, al cual se lo denomina “modelo nulo”. Formalmente:

$$\log\left[\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}}\right] = \beta_{0j} + r_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (5)$$

Donde γ_{00} representa a los efectos fijos o determinísticos, y u_{0j} y r_{ij} representan a los efectos aleatorios o estocásticos. Así, β_{0j} está conformado por una parte fija común a todas las escuelas (γ_{00}), denominado intercepto global; y una parte aleatoria (u_{0j}), cuya varianza representa la varianza entre centros.

Este modelo es útil porque permite conocer qué proporción de la desigualdad en los resultados se debe a diferencias entre centros (coeficiente de correlación intraclase, ρ) y qué proporción se vincula con diferencias en su interior. Snijders y Bosker (1999) sugieren que en el caso de las regresiones multinivel logísticas este coeficiente se calcula aplicando la ecuación $\rho = \tau^2 / (\tau^2 + \sigma^2)$, donde σ^2 es constante e igual a 3,29.

Asimismo, el modelo nulo puede utilizarse como base de comparación para analizar el poder explicativo de los distintos modelos. Snijders y Bosker (op. cit.) proponen una extensión de la medida de bondad de ajuste desarrollada por McKelvey y Zavoina (1975), la cual es a su vez recomendada por Hox (2002). Esta medida, $R^2 = \sigma_F^2 / (\sigma_F^2 + \sigma^2 + \tau^2)$, representa la proporción de la varianza total que es explicada por el modelo. La parte explicada de la varianza, σ_F^2 , puede estimarse computando el predictor lineal \hat{Y}_{ij} –combinando los coeficientes estimados por el modelo multinivel con los valores de las variables independientes en la base de datos– y luego calculando la varianza observada de esta variable. La varianza no explicada de nivel 1 toma el valor de 3,29, mientras que la varianza no explicada de nivel 2 es reportada por el software al estimar el modelo multinivel. Respecto a este coeficiente, es preciso señalar que Snijders y Bosker (1999) advierten que su valor suele ser mucho más chico que los valores R^2 de las regresiones tradicionales de MCO con variable dependiente continua.

Finalmente, cabe detenerse en la presencia potencial de endogeneidad en los modelos que estudian los determinantes del rendimiento educativo. En este caso existe la posibilidad de que las estimaciones de la efectividad de la gestión privada se encuentren sesgadas por la exclusión de variables correlacionadas simultáneamente con la elección del tipo de escuela y con los resultados educativos. De existir este sesgo de selección, se le atribuiría al tipo de gestión un efecto correspondiente a las variables omitidas. En este sentido, Somers, Mcewan y Willms (2004) sostienen que la evidencia indica que las estimaciones típicas de los efectos de la gestión privada en América Latina presentan un sesgo de selección positivo. Así, se estaría potencialmente sobreestimando la influencia de este factor. Por lo tanto, de comprobarse la hipótesis del presente trabajo acerca de la nula significatividad de la gestión privada, este resultado sería confiable.

Los datos

La información analizada proviene del estudio PISA, elaborado por la OCDE. El mismo tiene como objetivo evaluar la capacidad de los jóvenes de 15 años para emplear su conocimiento y habilidades a la hora de enfrentar los desafíos que plantea la sociedad actual. El estudio consiste de una serie de evaluaciones de las competencias de los estudiantes en Matemática, Ciencias, y Lectura, enfatizando una de ellas cada año en forma rotativa. A su vez, se aplican cuestionarios complementarios que son respondidos por los alumnos y los directivos de las escuelas, los cuales proveen información contextual (OCDE, 2002).

Concretamente, se emplean los datos para Argentina de la ronda 2009 del programa, en la cual se hizo hincapié en el área de Lectura. La muestra consiste de 199 centros, de los cuales se obtuvo una muestra representativa de 4774 alumnos de 15 años (asistiendo un 32,4% de los mismos a establecimientos de gestión privada).

La escala de puntuaciones de las pruebas PISA está confeccionada de manera tal que la media es 500 y el desvío estándar 100 (OCDE, 2006). Los resultados de las evaluaciones son presentados utilizando “valores plausibles” (PV), los cuales son una representación del conjunto de capacidades en un estudiante, y se generan para reflejar adecuadamente las destrezas de toda la población (Martínez Arias, 2006, explica esta cuestión en detalle).

Las variables

La variable dependiente que aquí se analiza es el “Fracaso escolar”, entendiendo como fracaso al hecho de que un joven no adquiera las competencias mínimas necesarias para desarrollarse plenamente en su vida adulta, es decir, atendiendo a la cuestión de la calidad en los resultados educativos. Si bien éste es un concepto complejo y difícil de definir, existe cierto consenso en utilizar los resultados de rendimiento educativo proporcionados por pruebas estandarizadas de aprendizaje como una aproximación (Santos, 2007). Asimismo, aunque podrían ser otros los resultados considerados para estudiar el fracaso escolar –tales como la repitencia o la extraedad– en la Argentina se ha vuelto particularmente interesante profundizar sobre la arista vinculada a la calidad. Esto es así porque, si bien se han perfeccionado el acceso, la permanencia y la terminalidad en el nivel educativo medio, no puede afirmarse que haya habido una mejora en relación a las capacidades que adquieren los individuos en el sistema (Formichella, 2010).

El resultado escogido para definir el fracaso escolar es la competencia lectora, no sólo por haber sido la central en el año 2009, sino porque ser incapaz de leer comprensivamente y expresarse representa una privación elemental (Sen, 1999). Los puntajes obtenidos en la prueba se dividen en siete niveles, que van desde el más bajo: “debajo del nivel 1”, hasta el más alto: “nivel 6”. Asimismo, el equipo de PISA determina que el nivel mínimo de competencias necesario para que un individuo pueda afrontar su vida adulta es el nivel 2 (OCDE, 2009). Por ello, aquí se define la variable a explicar como una variable dicotómica que toma valor uno cuando el alumno no alcanza el nivel 2, y valor cero cuando se encuentra en el nivel 2 o por encima, siendo la puntuación de corte establecida por la OCDE igual a 407,47².

Respecto de las variables explicativas, en este caso se tienen en cuenta variables que describen a los alumnos (nivel 1) y variables que caracterizan a las escuelas a las que asisten dichos alumnos (nivel 2). A continuación se describe el significado de cada uno de los predictores utilizados en algún momento del análisis³:

Variables correspondientes al nivel alumno⁴:

- Mujer: variable dicotómica que toma valor uno si la alumna es una mujer.
- Estatus ocupacional de los padres (HISEI⁵): índice que representa el estatus ocupacional más alto entre padre y madre.
- Nivel educativo de los padres (PARED): es la máxima cantidad de años de estudio aprobados por ambos padres.
- Recursos educativo del hogar (HEDRES): índice que representa la cantidad de recursos educativos del hogar (incluye: si tiene escritorio y un lugar tranquilo para estudiar, computadora, un software educativo, libros y diccionario).
- Nivel de riqueza del hogar (WEALTH): índice que representa las posesiones existentes en la vivienda del estudiante (incluye si posee un cuarto propio, conexión a Internet, lavarropas, DVD, heladera con freezer, automóvil, etc.).
- Gusto por la lectura (Joyread): esta variable es continua, es un índice construido por la OCDE que indica cuánto el alumno disfruta la lectura.
- Familia nuclear: variable dicotómica que toma valor uno si la familia del alumno es nuclear y cero en caso contrario (por ejemplo: uniparental, ensamblada, etc.).

² Cabe aclarar que, dado que PISA reporta 5 valores plausibles por individuo, se construyó la variable dicotómica del siguiente modo: primero se armó una variable dicotómica por cada valor plausible, cada una de éstas toma valor uno si el puntaje es menor a 407,47 y cero en caso contrario; en segundo lugar se armó una variable resumen de los cinco valores plausibles, la cual toma valor uno si el individuo no alcanza el puntaje correspondiente al nivel dos en 3 o más de sus valores plausibles. La justificación es que esto significa que es más probable que no alcance el nivel dos a que lo alcance.

³ Todas las variables fueron incorporadas sin transformar, por ende, no han sido centradas de ningún modo. Para una descripción más detallada de los indicadores, consultar OCDE (2009) o (2010).

⁴ De acuerdo con Willms y Smith (2005) algunas variables de este nivel poseen valores imputados en los casos que presentaban valores perdidos. La imputación se realizó con el programa SPSS 11.5 por medio del método de máxima verosimilitud (EM algorithm). Las variables que presentaban valores perdidos y fueron imputadas son las siguientes: HISEI (6,5%), PARED (3,9%), INICIAL (2,6%), HEDRES (2,1%), WEALTH (1,8%), Familia nuclear (3,9%) y Joyread (3,5%).

⁵ Este índice y el resto de los que son construidos por el equipo de PISA de la OCDE, están confeccionados de manera tal que un valor positivo representa una situación en la que el nivel del hogar se encuentra por encima del nivel promedio de los países de la OCDE, mientras que un valor negativo implica lo contrario.

▪ **Inicial:** variable dicotómica que toma valor uno si el alumno asistió más de un año a nivel inicial y cero si no asistió o sólo lo hizo un año.

▪ **Cursa Secundario Superior (SECS):** variable dicotómica construida para este trabajo, que toma valor uno si el alumno se encuentra en el nivel “secundario superior” (años 10, 11 o 12 de escolarización) y cero en el caso contrario (nivel “secundario inferior”, años 8 y 9 de escolarización, o nivel primario). Cabe señalar que el hecho de que algunos alumnos tengan 15 años de edad pero se encuentren cursando niveles inferiores, puede deberse a dos motivos: ingreso tardío y repitencia. Esta variable no se presenta como netamente explicativa, sino como control del modelo y co-variable de la variable dependiente. Esto es así porque el fracaso escolar suele ser recurrente y el atraso se funda en las mismas causas que la variable a explicar (Viego, 2006).

Variables correspondientes al nivel escuela⁶:

▪ **Gestión privada:** variable dicotómica que toma el valor uno si la escuela es de gestión privada (reciba o no un subsidio estatal) y cero si es de gestión pública.

▪ **Urbana:** variable dicotómica que toma valor uno si la escuela se ubica en un entorno urbano (la localidad tiene una población mayor o igual a 15 mil habitantes) y cero en el caso contrario (entorno rural).

▪ **Nivel socioeconómico promedio (NSP):** variable continua que se forma como el promedio del índice *ESCS* de la escuela. El indicador *ESCS* es construido por el equipo de PISA de la OCDE y resume la información de los índices *HISEI*, *PARED* y *HOMEPOS*. *HISEI* y *PARED* ya han sido explicados previamente. Por su parte, *HOMEPOS* resume información sobre la cantidad de libros que hay en el hogar y los índices *WEALTH*, *HEDRES* y *CULTPOSS* (posesiones culturales del hogar). En suma, *ESCS* representa el nivel socio-económico del hogar.

▪ **Proporción de alumnas (PCgirls):** variable continua que indica la proporción de alumnas mujeres en la escuela.

▪ **Acceso a internet (COMPWEB):** índice definido como la proporción de computadoras para fines educativos conectadas a internet que hay en el establecimiento.

▪ **Escasez de profesores (TCSHORT):** índice que es construido por la OCDE y representa la escasez de profesores. Valores mayores indican una mayor problemática por falta de profesores calificados.

▪ **Comportamiento de los estudiantes (STUDBEHA):** índice que surge de las respuestas de los directivos acerca de si los procesos de enseñanza se ven obstaculizados por cuestiones como el ausentismo de los estudiantes, su falta de disciplina o respeto, o el consumo de alcohol y drogas ilegales.

▪ **Comportamiento de los docentes (TEACBEHA):** índice que surge de las respuestas de los directivos acerca de si los procesos de enseñanza se ven obstaculizados por cuestiones como las bajas expectativas de los docentes, las relaciones pobres entre docentes y estudiantes, el ausentismo docente, entre otras.

⁶ De acuerdo con Willms y Smith (2005) la variable COMPWEB fue imputada por presentar casos de valores perdidos (19%). Nuevamente, dicha imputación se realizó con el programa SPSS 11.5 por medio del método de máxima verosimilitud (EM algorithm).

Cabe señalar que estas variables correspondientes al nivel 2 intentan dar información acerca de diferentes rasgos de las escuelas: a) Características generales (privada y urbana); b) Composición estudiantil (Proporción de alumnas y Nivel socioeconómico promedio); c) Capital físico, es decir, cantidad y calidad de los recursos educativos (Acceso a Internet)⁷; d) Capital humano (Escasez de profesores)⁸; y e) Capital social, es decir cuestiones institucionales, de organización y de clima interno (comportamiento de los estudiantes y comportamiento de los docentes).

Con la excepción de TCSHORT, el signo esperado para los coeficientes de todas las variables de nivel 1 y 2 descritas es negativo.

2. Los resultados

Antes de presentar los resultados obtenidos, cabe señalar que todos los modelos se estimaron utilizando el *software* específico Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling for Windows (WHLM 6.25), el cual permite llevar a cabo la combinación de las dos metodologías mencionadas: multinivel y de regresión logística. WHLM calcula los parámetros de las regresiones simultáneamente mediante métodos iterativos que maximizan una función de máxima verosimilitud.

Asimismo, en todos los casos las observaciones fueron ponderadas por la variable-*peso* w_fstuwt ⁹ proporcionada por PISA en la base de datos, y dichos pesos fueron normalizados por el *software*. Por último, con el fin de evitar posibles problemas en los tests de significatividad, se calcularon los parámetros de las ecuaciones y sus respectivos errores estándar robustos a la heteroscedasticidad. En las Tablas 3 y 4 se presentan los coeficientes de los modelos estimados y los indicadores de bondad de ajuste escogidos:

Tabla 1: Coeficientes de los principales modelos planteados y odds-ratios del Modelo completo

Variables	Coeficientes				Odds-ratios Modelo 7
	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	
Nivel 1 (alumnos)					
Mujer	-0,36*** (0,06)	-0,35*** (0,07)	-0,41*** (0,08)	-0,42*** (0,08)	0,66
Gusto por la lectura	-0,33*** (0,04)	-0,36*** (0,04)	-0,40*** (0,05)	-0,41*** (0,05)	0,66
Familia nuclear	-0,07 (0,07)	-0,08 (0,07)	-0,10 (0,08)	-0,11 (0,08)	0,89
Asistió al nivel inicial	-0,15** (0,07)	-0,15** (0,07)	-0,13 (0,08)	-0,11 (0,08)	0,89
Cursa Secundario Superior	-1,19*** (0,12)	-1,14*** (0,12)	-1,16*** (0,11)	-1,16*** (0,17)	0,31

⁷ No se incluyeron más variables representativas del capital físico para evitar problemas de multicolinealidad inherentes a la relación que existe en la posesión de este tipo de activos por parte de las escuelas.

⁸ No se incluyeron variables referidas a la calificación de los docentes por presentar un elevado porcentaje de datos perdidos (alrededor de 35% cada una), lo cual hace poco confiable la información que surja luego de la imputación de los mismos.

⁹ Los pesos son inversamente proporcionales a la probabilidad de selección (OCDE, 2003). Su utilización permite estimar correctamente los valores poblacionales, compensando los sesgos surgidos del método de muestreo y de la no-respuesta por parte de los estudiantes y las escuelas.

Estatus ocupacional de los padres	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,99
Nivel educativo de los padres	-0,02*** (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,01* (0,01)	-0,01* (0,01)	0,98
Recursos educativos del hogar	-0,10*** (0,04)	-0,10*** (0,04)	-0,12*** (0,04)	-0,13*** (0,04)	0,88
Posesiones de riqueza del hogar	-0,08* (0,04)	-0,06 (0,05)	-0,01 (0,05)	0,00 (0,05)	1,00
Nivel 2 (escuelas)					
Gestión privada		-0,98*** (0,18)	-0,23 (0,16)	-0,25 (0,16)	0,78
Nivel socioeconómico promedio			-1,16*** (0,11)	-0,96*** (0,13)	0,38
Proporción de mujeres			0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,99
Comportamiento de los estudiantes			-0,05 (0,06)	-0,10 (0,07)	0,90
Comportamiento de los docentes				-0,02 (0,07)	0,98
Escasez de docentes				-0,07 (0,07)	0,93
Acceso a internet				-0,003** (0,00)	0,99
Urbana				-0,50*** (0,15)	0,60
Significatividad de los efectos aleatorios					
Intercepto	***	***	***	***	***
Estatus ocupacional de los padres	**	*	NS	NS	NS
Cursa Secundario Superior	***	***	***	***	***

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *p<.10; **p<.05; ***p<.01; NS: No Significativo

Fuente: Resultados provistos por el software WHLM al correr el modelo.

Tabla 2: Varianza explicada y no explicada - Bondad de ajuste

	Modelo nulo	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Varianza explicada (σ_{ϵ}^2)	0,00	0,73	1,15	1,95	1,80
Varianza no explicada de nivel 1 (σ^2)	3,29	3,29	3,29	3,29	3,29
Varianza no explicada de nivel 2 (τ^2)	3,27	2,21	2,43	1,96	1,96
Bondad de ajuste: $R^2 = \sigma_{\epsilon}^2 / (\sigma_{\epsilon}^2 + \sigma^2 + \tau^2)$	0,00	0,12	0,17	0,27	0,26

Fuente: elaboración propia en base a los datos proporcionados por los modelos

En primer lugar, y con el fin de demostrar que en este caso es adecuado aplicar un modelo de análisis jerárquico, se estimó el modelo nulo. Uno de los resultados de interés es que la prueba Chi-cuadrado reportada por el programa indicó que los efectos aleatorios del intercepto son significativamente distintos de cero ($p\text{-value} = 0,005$), tal que la probabilidad de fracaso difiere entre escuelas. Por otro lado, la estimación del coeficiente de correlación intraclase indicó que estas diferencias entre las unidades de anidamiento explican el 50% de la varianza en el desempeño. Por ello, se afirma que es relevante utilizar modelos de análisis multinivel para estudiar los determinantes del fracaso escolar.

En segundo lugar, se incorporaron los distintos controles de nivel 1, que reflejan las características personales y familiares de los alumnos. Los mismos se incluyeron inicialmente con efectos fijos (Modelo 2) y luego con efectos aleatorios en las variables

que resultaron ser significativas (Modelo 3). Esta última opción permite responder a la pregunta de si el impacto de las variables individuales varía entre establecimientos.

De acuerdo al Modelo 2, todas las variables son estadísticamente significativas, con excepción de la variable “Familia nuclear” y, de acuerdo con el Modelo 3, los efectos aleatorios significativos son los que acompañan a las variables “Estatus ocupacional de los padres” y “Cursa Secundario Superior”. A partir de esto último se propuso el Modelo 4, incorporando todas las variables de nivel 1 utilizadas en el Modelo 3 con efectos aleatorios únicamente en estos dos indicadores (Tabla 1). La significatividad de estos efectos aleatorios se mantuvo, de forma que el efecto de la ocupación de los padres y del rezago difiere entre escuelas.

Cabe mencionar que diferencias en el estatus ocupacional de los padres conllevan consecuencias sobre los ingresos familiares y el capital social que los alumnos poseen. Esto implica que las discrepancias en estatus ocupacional marquen diferencias de origen entre los individuos. Asimismo, la variable SECS, también capta diferencias iniciales porque está incluyendo en la mayor parte de sus casos a chicos que ingresaron tardíamente al colegio o que han tenido un mal desempeño y, por lo tanto, han repetido algún año escolar. El ingreso tardío y la repitencia también se determinan por las características socioeconómicas de los hogares (Formichella, 2011; Viego, 2006). Incluso, el ingreso tardío podría ser una señal de la baja prioridad que, por diversos motivos, la familia le atribuye a la educación de sus hijos. Por ende, la significancia de los efectos aleatorios estaría reflejando que las escuelas difieren en su capacidad de compensar las desigualdades de origen.

Sobre la base del Modelo 4 se planteó el Modelo 5, añadiendo la variable de nivel escuela “Gestión privada”. Esto se hizo con el fin de analizar si se evidencia la presencia del denominado efecto de tipo A. El coeficiente de esta variable indica el efecto del tipo de gestión de la escuela sobre el rendimiento individual –una vez que se ha controlado por las características individuales de los alumnos– independientemente de las causas del mismo. Este es el resultado que especialmente le interesaría conocer a los padres, ya que puede suponerse que ellos desean saber qué repercusión tendrá sobre el desempeño de sus hijos el hecho de enviarlos a una escuela de gestión privada.

El Modelo 5 arrojó como resultado que la variable “Gestión privada” es altamente significativa y su signo negativo es el esperado (Tabla 1), lo cual quiere decir que los alumnos que concurren a estas escuelas ven reducida su probabilidad de fracaso escolar, en el sentido aquí definido. El *odds-ratio* correspondiente a esta variable –con un valor de 0,37– indica que, manteniendo el resto de las condiciones constantes, la probabilidad de fracasar escolarmente en relación a la probabilidad de no fracasar se reduce en un 63% para los alumnos que asisten a escuelas privadas. Este resultado da soporte empírico a la hipótesis de la presencia del denominado efecto de tipo A, y explica el hecho de que las familias encuentren atractivo enviar a sus chicos a estas escuelas.

Llegado este punto, es importante estimar un modelo que incorpore variables de control en el nivel 2, para estudiar si el efecto observado de la gestión privada es genuino o si, en realidad, esconde el efecto de las características del alumnado y su interacción. Con este fin, se planteó el Modelo 6, el cual incluye las variables “Proporción de mujeres”, “Nivel socioeconómico promedio de la escuela”, y “Comportamiento de los

alumnos”, las cuales dan cuenta de la composición estudiantil de las escuelas¹⁰.

En este caso, el coeficiente de la variable “Gestión privada” estaría representando el denominado efecto de tipo B. Es decir, se busca aislar el efecto del tipo de gestión controlando por el contexto estudiantil, para poder observar si las escuelas de gestión privada aportan elementos propios, más allá de su alumnado selecto, que las hacen más eficientes. Si dicha variable aún resultara significativa, esto indicaría que existe cierta combinación de recursos y prácticas que hacen que las escuelas privadas sean mejores. Este es el efecto que le interesaría conocer al Estado o a la sociedad en general, ya que permitiría establecer si puede llegar a ser beneficioso fomentar una mayor participación de las escuelas privadas en el sistema educativo.

En los resultados provistos por el Modelo 6, sin embargo, es posible vislumbrar que la variable “Gestión privada” pierde su significatividad, mientras que la variable que mide el “Nivel socioeconómico promedio del alumnado” resulta ser sumamente explicativa (Tabla 1)¹¹. Las demás variables representativas de la composición estudiantil, por su parte, no aparecen como significativas. Estos resultados estarían sugiriendo que no se encuentra presente el denominado efecto de tipo B, y que la modalidad de gestión privada no ofrece en sí misma ventajas favorables. El mejor desempeño de los alumnos que asisten a estas escuelas parece deberse a su origen social y a los efectos de pares.

De haber resultado significativa la variable de gestión en el modelo anterior, ahora se buscaría constatar si ese efecto responde a mejores recursos o a mejores prácticas vinculadas a la gestión privada –como su mayor autonomía o el mejor clima interno–. Sin embargo, dado que ya ha perdido significatividad la variable de interés, el último modelo planteado sólo tiene como propósito brindar mayor robustez a los resultados, así como identificar otras variables que puedan tener un efecto sobre el rendimiento.

Por ello, para mejorar el poder explicativo del Modelo 6 se estimó el Modelo 7, el cual incorpora otras variables de control comúnmente utilizadas en la literatura sobre el tema. Como variable representativa de la posesión de recursos escolares se utilizó el “Acceso a Internet”; para informar acerca del plantel docente se utilizaron la “Escasez de docentes” y el “Comportamiento de los docentes”; y para contextualizar la geografía de la escuela se utilizó la variable “Urbana”. Vale la pena señalar que este modelo completo presenta una bondad de ajuste aceptable, según se desprende de la Tabla 2. El valor del R^2 indica que se ha logrado explicar un 26% de la varianza total¹², habiéndose reducido la varianza no explicada de nivel 2 con respecto al modelo nulo.

La estimación del Modelo 7 arrojó como resultado que las únicas variables significativas de nivel escuela son: el nivel socioeconómico promedio de su alumnado, la disponibilidad de computadoras con acceso a Internet, y la localización urbana de los establecimientos (Tabla 1). Los coeficientes de estos factores poseen los signos esperados, siendo que: los individuos que asisten a escuelas que tienen una unidad más de

¹⁰ Si bien la variable “Comportamiento estudiantil” fue asociada anteriormente a la organización de la escuela, es conveniente incluirla aquí porque varios de sus componentes tienen que ver con comportamientos que no se adquieren dentro del colegio, sino que se vinculan a actitudes que se forjan desde los hogares.

¹¹ Se señala que se estimaron modelos alternativos desagregando a su vez a la gestión privada en dos modalidades: escuelas subvencionadas por el Estado y escuelas independientes. El resultado anterior se mantuvo, tal que al incorporar la variable composicional se disiparon las diferencias de desempeño tanto entre ambos sub-sectores privados como entre cualquiera de ellos y el sector público.

¹² Se recuerda que los valores de bondad de ajuste suelen ser particularmente bajos para la regresión logística.

puntuación en el índice de “Nivel socioeconómico promedio” reducen su probabilidad de fracaso en un 62%, en relación a la probabilidad de no fracasar; quienes asisten a escuelas con mayor acceso a internet, ven reducida dicha probabilidad en un 1%; y, finalmente, para quienes viven en una localidad urbana la misma se reduce en un 40%.

Con respecto a las características personales y familiares de los alumnos, se observa que “Mujer”, “Gusto por la lectura”, “Cursa Secundario Superior”, “Estatus ocupacional de los padres”, y “Recursos educativos del hogar” son significativas a un nivel de confianza del 95%; mientras que “Nivel educativo de los padres” lo es a un nivel del 90% y las restantes variables no son significativas. A partir de los valores de los correspondientes *odds-ratios* puede decirse que ser mujer reduce el riesgo de fracaso escolar en un 34%, presentar una unidad más en el índice que señala el placer por la lectura lo reduce en un 44%, y haber ingresado al Secundario Superior lo hace en un 69%, siempre frente a la probabilidad de no fracasar. Por otro lado, tener padres puntuados con una unidad más en el índice de estatus ocupacional o en el de nivel educativo disminuye la probabilidad de no llegar al nivel 2 de PISA en un 1%, y poseer un punto más en el indicador de recursos educativos en el hogar la reduce en un 12%.

De este modo, se vislumbra la importancia del contexto socioeconómico familiar de los alumnos en su riesgo de fracaso escolar, tanto directamente como a través de su impacto en la trayectoria académica previa –reflejada en los problemas de ingreso tardío y repitencia–. Respecto de las características de los centros escolares, se destaca aquí la composición social del grupo de pares, la cual presenta una influencia independiente a la del nivel socioeconómico individual.

Por último, dado que llama la atención el grado de relevancia de la variable de nivel 1 “Cursa Secundario Superior (SECS)” –sobre la cual se encontró como resultado que es altamente significativa, que su incorporación con efectos aleatorios también resultó ser significativa, y que reduce el riesgo de fracaso escolar en un 69% (Tabla 1)– y sumado a que en este trabajo interesa especialmente el rol del tipo de gestión escolar como determinante del fracaso escolar, vale la pena analizar si el tipo de gestión es un factor explicativo de las diferencias que tienen las escuelas para compensar el efecto de “SECS”. Para responder a este interrogante, en el Modelo 7 se introduce la variable “Gestión privada” (correspondiente al nivel 2) en el efecto aleatorio de la variable “SECS” (correspondiente al nivel 1). En los resultados de este nuevo modelo (Modelo 8) se observa que la variable “Gestión privada” no tiene un efecto significativo sobre el coeficiente de SECS ($p\text{-value} = 0,485$), por lo que parecería que las escuelas privadas tampoco son más capaces de compensar las desventajas individuales de sus alumnos, o al menos no son capaces de compensar las desventajas que refleja la variable SECS.

3. Conclusiones

A lo largo de este trabajo se han estudiado los determinantes del fracaso escolar en el nivel medio en Argentina utilizando datos del programa PISA 2009. El fin principal ha sido poder vislumbrar si el tipo de gestión escolar es o no significativo a la hora de explicar la probabilidad de este fenómeno.

La evidencia aquí presentada apoya la hipótesis planteada en la introducción, y da cuenta de que la correlación entre el tipo de gestión de la escuela y el riesgo de fracaso escolar se disipa al considerar las características de origen del alumnado en general,

resultando especialmente relevante el entorno socioeconómico escolar. Sin embargo, cabe desagregar la cuestión en los dos efectos mencionados: de tipo A y de tipo B.

El Modelo 5 demuestra la existencia del denominado efecto de tipo A, lo cual significa que los padres tienen motivos para considerar atractivo enviar a sus hijos a escuelas de gestión privada. Esto es así porque el resultado indica que las escuelas de gestión privada brindan una educación de mejor calidad que las escuelas de gestión pública, más allá de cuáles sean las causas de esta situación.

Sin embargo, no puede decirse lo mismo respecto del efecto de tipo B. En el Modelo 6 se observa que la significatividad de la variable “Gestión privada” desaparece al incorporar en el análisis las características grupales de los alumnos. Esto muestra evidencia a favor de que las escuelas de gestión privada ofrecen una mejor educación, pero no debido a su forma de organización, sino debido a que albergan alumnos con condiciones más favorables para hacer frente a su carga escolar. Es decir, se observa un beneficio individual de asistir a una escuela privada, pero no necesariamente un beneficio social que justifique una mayor participación de este sector.

Por ende, dados los resultados obtenidos, los cuales se encuentran en sintonía con gran parte de los antecedentes disponibles, no parecería ser aconsejable una política que tienda a favorecer la educación de gestión privada en desmedro de la de gestión pública, sino que aparece como relevante analizar si una política de integración social disminuiría el riesgo de fracaso escolar de los individuos. Esta cuestión será materia de estudio en futuras investigaciones. Especialmente, interesará analizar qué podrían hacer las escuelas estatales para retener o atraer a los alumnos de nivel socioeconómico medio y alto.

Por último, vale la pena destacar que en el Modelo 7 se observa el importante efecto que producen las variables de nivel individual sobre la probabilidad de disminuir el fracaso escolar. Esto significa que si se desea enfrentar este problema, es necesario que se lleven a cabo políticas integrales que excedan el ámbito educativo. Esta conclusión no implica, sin embargo, que nada pueda hacerse desde las escuelas. El mismo modelo muestra que hay ciertas variables escolares que resultan significativas, tal que existe un margen para aplicar políticas que mejoren las condiciones educativas en los centros.

En este mismo sentido, el Modelo 3 ha aportado evidencia en favor del rol de las escuelas, destacando el hecho de que las mismas difieren en su capacidad para compensar las diferencias de origen. Así, la política educativa puede resultar efectiva, aunque dicha política no parecería relacionarse con el fomento de la configuración de las escuelas como instituciones de gestión privada. En el Modelo 8 se justifica esta afirmación, ya que en el mismo se muestra que las escuelas de gestión privada no se destacan en la equiparación de las diferencias iniciales.

Lo anterior sugiere que, dado que algunas escuelas presentan un mejor desempeño que otras a la hora de trabajar en pos de la disminución de las diferencias iniciales, puede decirse que hay espacio para ir en busca de mejoras que, al menos, igualen la actuación entre los establecimientos. En este sentido, y de acuerdo a las variables de nivel escuela que resultaron ser significativas, surge la necesidad de realizar un análisis más detallado en relación, por un lado, a los recursos educativos y, por el otro, a la cuestión de la ubicación espacial; ambos temas serán abordados en estudios futuros.

Bibliografía

Abdul-Hamid, H. (2007). "Evaluación de lo preparada que está Argentina para la economía del conocimiento: medición del conocimiento y las habilidades de los alumnos en matemáticas y ciencias con resultados de pisa 2000". *Bienestar y Política Social*, 3 (2), pp. 47-70.

Alegre, M.A. y Ferrer, G. (2010). "School regimes and education equity. Some insights based on PISA 2006". *British Educational Research Journal*, 36 (3), pp. 433-462.

Altonji, J.; Elder, T.; y Taber, C. (2005). "Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools." *Journal of Political Economy*, 113 (1), pp. 151-184.

Angrist, J.; Bettinger, E.; Bloom, E.; King, Y. y Kremer, M. (2002). "Vouchers for private schooling in Colombia: Evidence from a randomized natural experiment." *American Economic Review*, 92 (5), pp. 1535-1538.

Bryk, A. y Raudenbush, S. (1992). *Hierarchical Linear Models*. Thousand Oaks: Sage.

Bryk, A.; Lee, V.; y Holland, P. (1993). *Catholic schools and the common good*. Cambridge, MA/London: Harvard University Press.

Calero, J. y Escardibul, J. O. (2007). "Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003". *Hacienda Pública Española*, 183 (4), pp. 33-66.

Calero, J., Choi, A. y Waisgrais, S. (2010). "Determinantes del riesgo de fracaso escolar en España: una aproximación a través de un análisis logístico multinivel aplicado a PISA-2006". *Revista de Educación*, Número extraordinario 2010, pp. 225-256.

Carnoy, M. (2005). "La búsqueda de la igualdad a través de las políticas educativas: alcances y límites". *Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 3 (2), pp. 1-14.

Cervini, R. (1999). *Calidad y equidad en la educación básica en la argentina*, Buenos Aires: Ministerio de Cultura y Educación de la Nación.

Cervini, R. (2003). "Diferencias de resultados cognitivos y no-cognitivos entre estudiantes de escuelas públicas y privadas en la educación secundaria de Argentina: Un análisis multinivel", *Education Policy Analysis Archives*, 11(5). Disponible en: <http://epaa.asu.edu/epaa/v11n6/>

CIPPEC (2004). *Los Estados provinciales frente a las brechas socio-educativas. Una sociología política de las desigualdades educativas en las provincias argentinas*. Bs. As.: CIPPEC. Área de Política Educativa. Disponible en: www.cippec.org

Coleman, J.; Hoffer, T. y Kilgore, S. (1982). *High school achievement: public, Catholic and private schools compared*. N. Y.: Basic Books.

Corten, R. y Dronkers, J. (2006). "School achievement of pupils from the lower strata in public, private government-dependent and private government-independent schools: A cross-national test of the Coleman-Hoffer thesis". *Educational Research and Evaluation*, 12 (2), pp. 179- 208.

Cox, D. y Jiménez, E. (1991). "The relative effectiveness of private and public

schools: Evidence from two developing countries.” *Journal of Development Economics*, 34 (1-2), pp. 99-121.

Decándido, G. (2011). “Factores que afectan las competencias de los alumnos argentinos en PISA 2009. Un estudio empírico de dos niveles con efectos de interacción”. *Anales de la AAEP*. Disponible en: <http://www.aaep.org.ar>

De La Cruz, F. (2008). “Modelos multinivel”. *Revista. per. Epidemiol.*, 12 (3), pp. 1-8.

DINIECE (2010). *Una mirada sobre la escuela III. 40 indicadores*. Ministerio de Educación Nacional. Disponible en: http://diniece.me.gov.ar/index.php?option=com_content&task=section&id=5&Itemid=1

Duarte, J.; Bos, M. y Moreno, M. (2010). “Enseñan mejor las escuelas privadas en América Latina?” *Notas Técnicas 5*. BID. Disponible en: <http://www.iadb.org>

Duarte, J.; Bos, M. y Moreno, M. (2012). “Calidad, Igualdad y Equidad en la educación Colombiana (Análisis de la prueba SABER 2009)”. *Notas Técnicas IDB-TN-396*. BID. Disponible en: <http://www.iadb.org>

Escardíbul, O. (2008). “Los determinantes del rendimiento educativo en España. Un análisis a partir de la evaluación de PISA-2006”. *Investigaciones de Economía de la Educación*, 3, pp. 153-162.

Fernández Aguerre, T. (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”. *Revista mexicana de investigación educativa*, 7 (16), pp. 501-536.

Figlio, D. y Stone, J. (1997). “School choice and student performance: are private schools really better?” *Discussion paper N° 1141-97*, (Institute for Research on Poverty).

Formichella, M. (2010) “*Educación y desarrollo: Análisis desde la perspectiva de la equidad educativa interna y del mercado laboral*”. Tesis doctoral en Economía. Universidad Nacional del Sur.

Formichella, M. (2011). “¿Se debe el mayor rendimiento de las escuelas de gestión privada en la Argentina al tipo de administración?” *Revista de la CEPAL*, 105, pp. 151-166.

Friedman, M. (1955). “The Role of Government in Education”. En Robert Solo (ed.): *Economics and the Public Interest*. New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.

Gertel, H. y otros (2006). “Análisis multinivel del rendimiento escolar al término de la educación básica en Argentina”. *Anales de la AAEP*. Disponible en: <http://www.aaep.org.ar>

Gertel, H. y otros (2007). “Incidencia de la gestión sobre el rendimiento escolar en la escuela argentina. El mensaje de las pruebas internacionales y nacionales”. *Anales de la AAEP*. Disponible en: <http://www.aaep.org.ar>.

Goldhaber, D. (1996). “Public and private high schools: Is school choice an answer to the productivity problem?”. *Economics of Education Review*, 15 (2), pp. 93-109.

Hanushek, E. (1979). “Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions”. *Journal of Human Resources*, 14, pp. 351-388.

Hanushek, E. (1986). “The economics of schooling.” *Journal of Economic Literature*, 24, pp. 1141-1177.

- Hox, J. (1995). *Applied Multilevel Analysis*. Amsterdam: TT-Publicaties.
- Hox, J. (2002). *Multilevel analysis: Techniques and applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Krüger, N. y Formichella, M. M. (2012). "Escuela pública y privada en Argentina: una comparación de las condiciones de escolarización en el nivel medio". *Perspectivas*, 6 (1), pp. 113-144.
- Levin, H. (1974). "Measuring efficiency in educational production". *Public Finance Quarterly*, 2, pp. 3-24.
- Martínez Arias, R. (2006), "La metodología de los estudios PISA". *Revista de Educación*, volumen extraordinario, pp. 111-129.
- Mckelvey, R. y Zavoina, W. (1975). "A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Dependent Variables." *Journal of Mathematical Sociology*, (4), pp.103-20.
- Miller, M. y Moore, W. (1991). "Private-public school differences in the United States: findings from the second international mathematics study." *International Journal of Educational Research*, 15, pp. 433-444.
- Noell, J. (1982). "Public and Catholic Schools: A Re-analyzis of `Public and Private Schools´. *Sociology of Education*, 55, pp. 123-132.
- OCDE (2002). *PISA 2000 Technical Report*. Adams, R. y Wu, M. (eds.). Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2003). *PISA 2003. Manual de análisis de datos*. Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2006). *El programa PISA de la OCDE ¿qué es y para qué sirve?* Ed. OCDE y Santillana.
- OCDE (2009). *PISA Data Análisis Manual. SPSS*. 2da ed. Paris: OECD Publishing.
- OCDE (2010). *PISA 2009 Results: What makes a school successful? Resources, Policies and Practices* (Vol. IV). Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091559-en>
- OCDE (2011). "Private schools. Who benefits?" *PISA in Focus*. 2011/7. Disponible en: http://www.pisa.oecd.org/pages/0,3417,en_32252351_32235731_1_1_1_1_1_1,00.html
- Raudenbush, S. y Willms, J. (1995). "The Estimation of School Effects". *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20 (4), pp. 307-35.
- Ridell, A. (1993). "The evidence on public/private educational trade-offs in developing countries". *International Journal of Educational Development*, 13, pp. 373-386.
- Sander, W. (1996). "Catholic grade schools and academic achievement." *The Journal of Human Resources*, 31 (3), pp. 540-548.
- Santos, M. (2007). "Quality of education in Argentina: determinants and distribution using pisa 2000 test scores". *Well-being and Social Policy*, 3 (1), pp. 69-95.
- Sen, A. (1999). *Desarrollo y Libertad*. Ed. Planeta.
- SITEAL (2011). "Cobertura relativa de la educación pública y privada en América Latina". *Dato destacado 23*. Disponible en: <http://www.siteal.iipe-oei.org>
- Snijders, T. y Bosker, R. (1999). *Multilevel Analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage Publications.
- Somers, M., Mcewan, S. y Willms, J. (2004). "How effective are private schools in Latin-America?" *Comparative Education Review*, 48, pp. 48-69.
- Viego, V (2006). "Comentario al trabajo 'Análisis multinivel del rendimiento escolar

al término de la educación básica en Argentina””. *Anales de la AAEP*. Disponible en www.aaep.org.ar.

Willms, J. y Smith, T. (2005). *A Manual for Conducting Analyses with Data from TIMSS and PISA*. Report prepared for the UNESCO Institute for Statistics. Disponible en: http://www.unb.ca/crisp/pdf/Manual_TIMSS_PISA2005_0503.pdf

Journal published by the EAAEDS: <http://www.usc.es/economet/ea.htm>