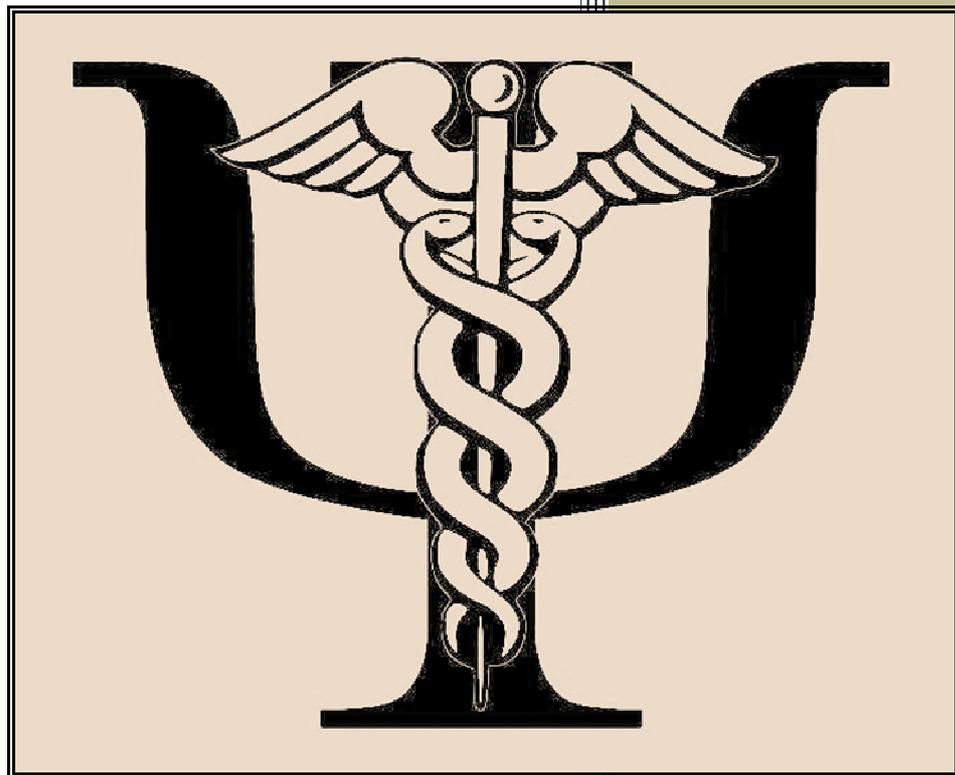


ISSN: 2171-2069

**Volumen 3**  
**Número 1**  
**Enero de 2012**

**REVISTA IBEROAMERICANA  
DE  
PSICOLOGÍA Y SALUD**



*Revista oficial de la*  
**SOCIEDAD UNIVERSITARIA DE INVESTIGACIÓN EN PSICOLOGÍA Y SALUD**

## REVISTA IBEROAMERICANA DE PSICOLOGÍA Y SALUD

### Director

Ramón González Cabanach, Universidad de A Coruña. [rgc@udc.es](mailto:rgc@udc.es)

### Directores Asociados

Ramón Arce, Univ. de Santiago de Compostela. Coord. del Área de Psicología Social. [ramon.arce@usc.es](mailto:ramon.arce@usc.es)

Gualberto Buena-Casal, Univ. de Granada. Coordinador del Área de Salud. [gbuena@ugr.es](mailto:gbuena@ugr.es)

Francisca Fariña, Univ. de Vigo. Coordinadora del Área de Intervención. [francisca@uvigo.es](mailto:francisca@uvigo.es)

José Carlos Núñez, Univ. de Oviedo. Coordinador del Área de Evaluación. [jcarlosn@uniovi.es](mailto:jcarlosn@uniovi.es)

Antonio Valle, Univ. de A Coruña. Coordinador del Área de Educación. [vallar@udc.es](mailto:vallar@udc.es)

### Consejo Editorial

Rui Abrunhosa, Univ. de Minho (Portugal).

Leandro Almeida, Univ. de Minho (Portugal).

Luis Álvarez, Univ. de Oviedo.

Constantino Arce, Univ. de Santiago de Compostela.

Jorge L. Arias, Univ. de Oviedo.

Alfonso Barca, Univ. de A Coruña.

Jesús Beltrán, Univ. Complutense de Madrid.

María Paz Bermúdez, Univ. de Granada.

Alfredo Campos, Univ. de Santiago de Compostela.

Miguel Angel Carbonero, Univ. de Valladolid.

Juan Luis Castejón, Univ. de Alicante.

José Antonio Corraliza, Univ. Autónoma de Madrid.

Francisco Cruz, Univ. de Granada.

Fernando Chacón, Univ. Complutense de Madrid.

Jesús de la Fuente, Univ. de Almería.

Alejandro Díaz Mújica, Univ. de Concepción (Chile).

Francisca Expósito, Univ. de Granada.

Ramón Fernández Cervantes, Univ. de A Coruña.

Jorge Fernández del Valle, Univ. de Oviedo.

Manuel Fernández-Ríos, Univ. Autónoma de Madrid.

José Jesús Gázquez, Univ. de Almería.

Antonia Gómez Conesa, Univ. de Murcia.

Luz González Doniz, Univ. de A Coruña.

Julio A. González-Pienda, Univ. de Oviedo.

Alfredo Goñi, Univ. del País Vasco.

María Adelina Guisande, Univ. de Santiago de Compostela.

Silvia Helena Koller, Univ. Federal de Rio Grande do Sul (Brasil).

Pedro Hernández, Univ. de La Laguna.

Cándido J. Inglés (Univ. Miguel Hernández de Elche).

Juan E. Jiménez, Univ. de La Laguna.

Serafín Lemos, Univ. de Oviedo.

Matías López, Univ. de Oviedo.

María Angeles Luengo, Univ. de Santiago de Compostela.

José I. Navarro, Univ. de Cádiz.

Miguel Moya, Univ. de Granada.

José Muñiz, Univ. de Oviedo.

Mercedes Novo, Univ. de Santiago de Compostela.

Eduardo Osuna, Univ. de Murcia.

Darío Páez, Univ. del País Vasco.

Wenceslao Peñate, Univ. de La Laguna.

Antonieta Pepe-Nakamura, UNIC – Univ. Corporativa FETC (Brasil).

Manuel Peralbo, Univ. de A Coruña.

Luz F. Pérez, Univ. Complutense de Madrid.

María Victoria Pérez-Villalobos, Univ. de Concepción (Chile).

Isabel Piñeiro, Univ. de A Coruña.

Antonio Andrés-Pueyo, Univ. de Barcelona.

Luisa Ramírez, Fundación Universitaria Konrad Lorenz (Colombia).

Francisco Revuelta, Univ. de Huelva.

Susana Rodríguez, Univ. de A Coruña.

Francisco J. Rodríguez, Univ. de Oviedo.

José María Román, Univ. de Valladolid.

Manuel Romero, Univ. de A Coruña

Pedro Rosário, Univ. de Minho (Portugal).

Ramona Rubio, Univ. de Granada.

Marithza Sandoval, Fundación Universitaria Konrad Lorenz (Colombia).

Francisco Santolaya, Presidente del Consejo General de Colegios Oficiales de Psicólogos.

Dolores Seijo, Univ. de Santiago de Compostela.

Juan Carlos Sierra, Univ. de Granada.

Jorge Sobral, Univ. de Santiago de Compostela.

Francisco Tortosa, Univ. de Valencia.

María Victoria Trianas, Univ. de Málaga.

Revista Oficial de la Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud ([www.usc.es/suips](http://www.usc.es/suips))

Publicado por: SUIPS.

Publicado en: A Coruña

Volumen 3, Número, 1.

Suscripciones: ver [www.usc.es/suips](http://www.usc.es/suips)

Frecuencia: 2 números al año (semestral).

ISSN: 2171-2069

D.L.: C 13-2010

## EL PAPEL DE LOS CENTROS ESCOLARES EN LA ADQUISICIÓN DE LA COMPETENCIA CIENTÍFICA

Elsa Peña-Suárez\*, Ángela Campillo-Álvarez\*, Marta Santarén-Rosell\*\*, y José Muñiz\*

\* Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo (España).

\*\*Departamento de Ciencias de la Educación, Universidad de La Rioja (España).

(Recibido 5 de mayo de 2011; revisado 22 de octubre de 2011; aceptado 25 de octubre de 2011)

### Abstract

The school effects are defined as the influence of educational centers on the pupils' results. School effect size is the percentage of explained variance, which depends on school characteristics. This paper estimates the school size in Scientific Competence, which is evaluated by PISA program. The research establishes several objectives. It aims to estimate the magnitude school effects in the attitudes and capacities and to compare different types of school effects: A *gross school effect*, which doesn't control context effects and a *net school effect*, which is adjusted by the school and families socioeconomic status. The sample consists of 17528 Spanish students, whose average age was 15.84 years ( $SD = 0.29$ ), and 612 centers. Different multilevel models were developed: Students (level one) and schools (level two). The statistic applied was the Intraclass Correlation Coefficient. The results show greater effects in the assessed capacities, over 15%. This percentage was reduced by the net school effect, because the socioeconomic status is a great predictor of students' performance. Nevertheless, it can be concluded that schools in Spain are relevant in acquisition of Scientific Competence.

**Keywords:** school effects; PISA; multilevel models; scientific competence; Spain.

### Resumen

Los efectos escolares se entienden como la influencia que ejercen los centros educativos en el rendimiento de su alumnado. El tamaño del efecto escolar se define como el porcentaje de varianza explicada por las características del centro. Este estudio estima el tamaño del efecto escolar en la competencia científica, evaluada en PISA. Para ello se plantean como objetivos, estimar la magnitud de los efectos escolares en las capacidades y actitudes que componen la competencia científica; y comparar los *efectos escolares brutos*, sin controlar variables de contexto que influyen en los resultados, con los *efectos escolares netos*, incluyendo variables de contexto socioeconómico y cultural de los estudiantes y de los centros. La muestra estuvo compuesta por 17528 alumnos españoles cuya media de edad era 15,84 años ( $DE = 0,29$ ) y 612 centros. Se elaboraron diferentes modelos multinivel: Alumnado (nivel uno) y centros (nivel dos). El estadístico calculado fue el Cociente de Correlación Intraclase. Los resultados señalan que los mayores efectos de centro se encuentran en las capacidades evaluadas, en torno al 15%. Porcentaje que se reduce en el modelo de efectos escolares netos, debido al poder predictivo del estatus socioeconómico en los resultados. No obstante, se puede concluir que los centros educativos españoles son relevantes en la adquisición de la competencia científica.

**Palabras clave:** efecto escolar; PISA; modelos multinivel; competencia científica; España

## Introducción

Hoy en día el estudio de los efectos escolares es una línea de investigación que se ha consolidado, debido a que ofrece herramientas objetivas que permiten valorar el efecto de las propuestas educativas puestas en marcha, ya sea como producto de los procesos de evaluación y mejora institucional o como parte de la política educativa implementadas por los gobiernos (Rodríguez-Jiménez y Murillo-Torrecilla, 2011).

Se entiende por efecto escolar la capacidad de los centros educativos para influir en los resultados de los alumnos. La estimación del tamaño o magnitud de los efectos escolares se define como el porcentaje de varianza del rendimiento del alumno debido a las variaciones entre escuelas (Murillo-Torrecilla, 2005). La primera aproximación a la estimación de la magnitud de los efectos escolares se debe a Coleman et al. (1966). Uno de sus resultados más conocido es que las diferencias entre centros escolares estadounidenses de secundaria explicaban tan sólo el 4,95% de la varianza del rendimiento en Matemáticas de los alumnos blancos de 14 años, y el 8,73% de los alumnos afroamericanos de la misma edad –ambas puntuaciones corregidas por la situación socioeconómica del alumnado–. Llegando a la conclusión de que las *escuelas ejercen escasa influencia sobre los alumnos, por lo que no se puede sostener que su rendimiento sea independiente de su estatus y contexto social* (Coleman, 1966, p. 325, tomado de Murillo-Torrecilla, 2005).

Esa baja estimación hizo que se realizaran diferentes reanálisis de los datos para comprobar su veracidad, pero supusieron una confirmación de los resultados de Coleman et al. (1966). Uno de los más conocidos reanálisis es el de Jencks et al. (1972) encontrando que, tras las correcciones por las variables de entrada y el rendimiento previo, las variables escolares predecían un aumento en el rendimiento de apenas 0,17 para alumnos blancos y 0,20 para estudiantes afroamericanos.

Como bien señala Murillo-Torrecilla (2007) los resultados obtenidos varían de manera considerable de un estudio a otro, por lo que la estimación de la magnitud de los efectos escolares es un ámbito aún abierto a controversias. Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis, y Ecob (1988) estimaron que el tamaño del efecto de centro es del 10%, incluso cuando se emplean medidas de rendimiento de carácter más práctico; Purkey y Smith (1983), por su parte, encontraron que la diferencia en el nivel de rendimiento, se situaba en 2/3 de desviación estándar. Mandeville y Anderson (1987) concluyeron que los estudiantes adquirirían prácticamente todo el conocimiento de Matemáticas en el período

de escolarización a diferencia de rendimiento en Lengua o en Arte, las cuales estaban influidas por otros factores ajenos al ambiente escolar como aquéllos procedentes del entorno familiar. Por otra parte Teddlie, Reynolds, y Sammons (2000) realizaron un gran esfuerzo por recoger y sistematizar los resultados de 26 investigaciones más relevantes sobre la magnitud de los efectos escolares. Concluyeron que la magnitud de los efectos escolares se encuentra en torno al 15%, con una amplia variación entre países y estudios.

Con población española Murillo-Torrecilla (2004) encontró en centros de primaria un efecto de 9,26% en Matemáticas, de 3,7% en Lengua y de 3,47% en Ciencia Sociales, de 3,37% en Ciencias Naturales y de 6,14% en rendimiento medio. En estudios transnacionales como el *Programa para la Evaluación Internacional del Alumnado* (PISA) de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) tanto en la edición del 2006 como en el 2009, se sitúa en un 13,9% (Instituto de Evaluación, 2010). Martín, Martínez-Arias, Marchesi, y Pérez (2008), en un estudio longitudinal y multinivel en población española de secundaria, elevan el efecto a un 20%.

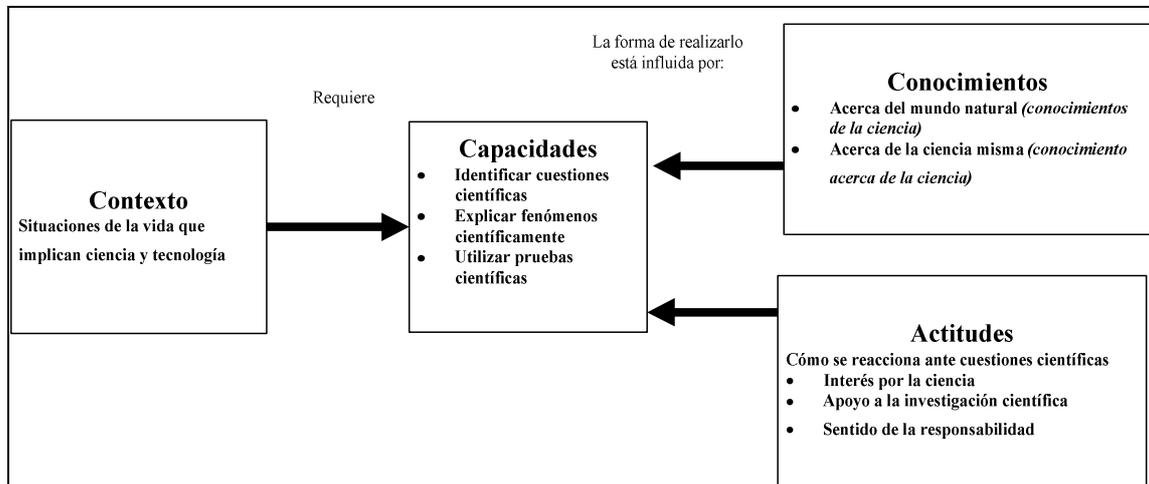
### **Cálculo del tamaño del efecto escolar**

En esta línea de investigación, los Modelos Multinivel (MM) han suscitado gran interés en el ámbito organizacional en general (Aitkin y Longford, 1986). La estructura escolar es jerárquica: Alumnos están agrupados en aulas, las aulas están en centros escolares, los centros están incluidos en distritos etc., por tanto la estrategia multinivel hace recoger de forma precisa el medio natural de los datos (Heck y Scott, 2000). De tal forma, este tipo de análisis posibilita detectar diferentes fuentes de variación a través de los distintos niveles y a través de las distintas variables predictoras, que se van incluyendo progresivamente en forma de efectos fijos o efectos aleatorios. Precisamente la detección de esas fuentes de variación entre los niveles de análisis es la forma de estimar la magnitud de los efectos escolares.

La magnitud del efecto escolar se estima mediante el cálculo del Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI). El CCI es el porcentaje de varianza explicada atribuida al nivel de centro. El trabajo que se presenta plantea dos tipos de modelos para cuantificar dicho efecto, por lo que se generan dos tipos de modelos multinivel donde se calcula el CCI. Por una parte se elabora un *modelo de efectos escolares brutos*, el cual no incluye

ninguna variable predictora y por otra se construye un *modelo de efectos escolares netos*, el cual incluye las variables de contexto familiar o escolar del alumnado (Rodríguez-Jiménez y Murillo-Torrecilla, 2011).

**Figura 1.** Elementos que componen la competencia científica (OCDE, 2006, p. 27).



Estas variables contextuales corresponden a características sociodemográficas como el índice socioeconómico y cultural, el sexo, el lugar de procedencia del alumnado, variables de rendimiento previo etc., la cuales ejercen una influencia en el rendimiento (Coleman et al., 1966; Marchesi y Martínez-Arias, 2006; Murillo-Torrecilla, 2007, 2011; Willms y Raudenbush, 1989).

A pesar del impacto de esta línea de trabajo en la investigación educativa y en políticas educativas (Kyriakides, 2007; Townsend, 2007), se advierte una falta de estudios en población española sobre el tema que se está abordando, particularmente en Educación Secundaria, etapa especialmente interesante, porque la estimación del tamaño del efecto escolar resulta un indicador útil del rendimiento de los sistemas educativos. Asimismo no existe una evidencia concluyente de los efectos en pruebas estandarizadas de rendimiento y, menos aún, en pruebas que evalúen competencias afectivas o conductas escolares.

El trabajo que se presenta se sitúa en la medición de los efectos escolares en la adquisición de la competencia científica, evaluada a través del programa PISA y desarrollado por la OCDE. Concretamente se evalúan las capacidades y las actitudes que subyacen a la competencia científica (ver Figura 1). Esta competencia recoge un conjunto de conocimientos científicos y las capacidades de utilizar ese conocimiento para: Identificar problemas, adquirir nuevos conocimientos, explicar fenómenos

científicos y extraer conclusiones basadas en pruebas sobre cuestiones relacionadas con la ciencia. Asimismo, comporta la comprensión de los rasgos característicos de la ciencia y la disposición a implicarse en asuntos relacionados con la ciencia y con las ideas de la ciencia como un ciudadano reflexivo (OCDE, 2006).

Este trabajo hace uso de los datos obtenidos a partir del programa PISA, por lo que presenta unas estimaciones de los efectos escolares fiables, que proceden de pruebas estandarizadas, validadas y adaptadas a los distintos países que participan en dicho programa.

Se plantean como objetivos estimar la magnitud de los efectos escolares en las actitudes y capacidades que componen la competencia científica y comparar el modelo de efectos escolares brutos sin variables de contexto con el modelo de efectos netos, el cual incluye variables de contexto socioeconómico y cultural. Por su parte, las hipótesis planteadas fueron: El tamaño del efecto se sitúa en torno al 15% de la varianza explicada (hipótesis una) y Una vez consideradas las variables de contexto, los efectos escolares reducirán su aportación (hipótesis dos), o, lo que es lo mismo, los efectos escolares netos serán menores que los efectos escolares brutos, lo que significa que las variables de contexto evaluadas predicen éxito en las medidas de resultado evaluadas.

## Método

### Participantes

El diseño aplicado en el programa PISA es un diseño estratificado por conglomerados en dos etapas, a través del cual es posible relacionar variables de alumnado y de centro. En una primera fase se seleccionó una muestra de centros a partir de la lista completa de las organizaciones escolares que constituían la población de interés (alumnado de 15 años). En una segunda etapa se tomó una muestra aleatoria simple de alumnos dentro de los centros seleccionados, escogiéndose una muestra de 35 alumnos. Si algún centro seleccionado tenía escolarizado a menos de 35 estudiantes, la OCDE invitaba a participar a todos los alumnos de 15 años del centro.

La muestra de este estudio corresponde a la evaluación PISA 2006 en población española. Dicha muestra está compuesta por 17. 528 alumnos, cuya media de edad fue 15,84 años ( $DE = 0,29$ ). La mitad de la muestra eran hombres y la otra mitad mujeres. Participaron un total de 612 centros: 56,5% eran públicos; 37,28% se situaban en ciudad grande (de 100.000 a 1.000.000 habitantes).

## **Instrumentos y variables de medida**

El estudio incluye dos tipos de variables: de ajuste o contexto y de producto o resultado. Las variables de contexto proceden del cuestionario del estudiante compuesto por 224 ítems, donde se recogían diversos contenidos relativos a la familia y hogar; opinión sobre la ciencia; el medio ambiente; profesiones relacionadas con la ciencia, etc. Concretamente la información aportada por este cuestionario relativa a las posesiones del hogar, el nivel ocupacional y educativo de los padres sirvió para elaborar el Índice Socio-Económico y Cultural del alumnado (ISEC). El ISEC es una variable tipificada con media 0 y desviación típica 1.

Las variables de producto corresponden a las tres capacidades medidas: Identificación cuestiones científicas (Identificar); explicar fenómenos científicos (Explicar); Utilizar pruebas científicas (Utilizar). Las actitudes evaluadas son: Interés por la ciencia (Interés) y el apoyo a la investigación científica (Apoyo). Todas estas variables fueron ajustadas a modelos de la Teoría de Respuesta a los Ítems (TRI), mediante el programa Conquest (Wu, Adams, y Wilson, 1997), con media de 500 puntos y desviación típica de 100.

Las variables se situaron en una estructura jerárquica donde el nivel uno son los estudiantes y el nivel dos son los centros escolares. El nivel de alumnado lo compone el ISEC y las variables producto descritas. En el nivel de centro se recoge el ISEC de centro (ISEC<sub>C</sub>), que es la media aritmética del ISEC de los estudiantes que pertenecen a un mismo centro educativo.

## **Análisis de datos**

Todos los análisis se llevaron a cabo mediante el programa HLM 7. La estimación de los efectos escolares se calculó a través del ICC, es decir, el porcentaje de varianza explicada atribuida al nivel de centro. Para la estimación de los efectos escolares brutos se calculó el ICC en un modelo nulo (sin variables predictoras) y para la estimación efectos netos se calculó el ICC en un modelo ajustado por el contexto socioeconómico y cultural. En otras palabras, en el modelo de efectos netos se incluye el ISEC del alumnado y de centro como variables predictoras.

Los modelos multinivel son muy similares a las ecuaciones de regresión. La particularidad reside en que estiman una ecuación de regresión por cada unidad del

nivel superior. En otras palabras, para cada centro escolar se estima una ecuación de regresión.

Expresión de una ecuación de regresión:

$$Y_i = \alpha + \beta_i X_i + \varepsilon_i$$

$Y_i$  = Variable respuesta de los estudiantes

$\alpha$  = Intercepto, representa el rendimiento medio del centro

$\beta_i$  = Pendiente, indica el valor de cambio en  $Y_i$  por cada unidad de aumento en la variable  $X_i$

$X_i$  = Variable predictora

$\varepsilon_i$  = El término error

Las ecuaciones de regresión multinivel pueden ser de efectos fijos o efectos aleatorios como se expone a continuación:

Para una variable predictora de efecto fijo:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta_i X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$\alpha_j = \gamma_{00} + U_{0j}$$

Para una variable predictora de efecto aleatorio:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$\alpha_j = \gamma_{00} + U_{0j}$$

$$\beta_j = \gamma_{10} + U_{1j}$$

El subíndice  $i$  de las ecuaciones se refiere al alumno (nivel 1) y el subíndice  $j$  se refiere al grupo (nivel 2). En la ecuación de regresión multinivel, la presencia del subíndice  $j$  en el intercepto significa que dicho término puede variar de un centro a otro y por tanto la ecuación pertenece a una recta de regresión multinivel. El intercepto,  $\alpha_j$ , puede dividirse en una parte fija .-  $\gamma_{00}$  -expresa el intercepto general y es igual a la media de los interceptos de grupos y en una parte aleatoria-  $U_{0j}$  -, la cual expresa la

distancia desde el intercepto general al grupo. Se asume que esta distancia del coeficiente de grupo,  $U_{0j}$ , tiene una media de 0 y una varianza de  $\tau_0^2$ .

El término  $\varepsilon_{ij}$  designa el residuo de la ecuación, es decir, la diferencia entre la puntuación observada  $Y_{ij}$  y la puntuación predicha  $\hat{Y}_{ij}$ . Este residuo se distribuye normalmente con una media de 0 y una varianza constante en el nivel 1, expresada como  $\sigma^2$ .

El coeficiente  $\beta$  de la primera ecuación no tiene subíndice  $j$ , lo que significa que el efecto de  $X$  no puede variar de un grupo a otro. En cambio, el coeficiente  $\beta$  de la segunda ecuación tiene un subíndice  $j$ , lo que significa que puede variar de un grupo a otro. Igual que antes, este coeficiente de regresión  $\beta_j$  puede dividirse en una parte fija y otra parte aleatoria. La parte fija  $\gamma_{10}$  se llama *coeficiente de regresión global* y corresponde a la media de los coeficientes de regresión  $\beta_j$ . La parte aleatoria  $U_{0j}$  es la distancia al grupo desde el coeficiente de regresión global. Tiene una media de 0 y una varianza llamada  $\tau_1^2$ .

Los modelos de ecuaciones de regresión multinivel aplicados en este trabajo se especifican en las siguientes expresiones.

Modelo de efecto escolar bruto:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

$$\alpha_j = \gamma_{00} + U_{0j}$$

Modelo de efecto escolar neto:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta(ISEC)_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$\alpha_j = \gamma_{00} + \gamma_{01}(ISEC_c)_j + U_{0j}$$

## Resultados

En el modelo de efectos brutos, Tabla 1, se observa una mayor variación entre los centros en relación con las capacidades, mientras que se obtiene una mayor variación entre el alumnado en las actitudes. De tal forma que los mayores efectos de centro o porcentaje de varianza atribuida a variables de centro se recoge en las capacidades. Especialmente en las capacidades de Identificar (11,92%) y Utilizar (10,04%). Mientras que dichos efectos entre las actitudes son menores, en torno al 7,28%.

**Tabla 1.** Estimación del de los efectos escolares brutos.

Varianzas	Actitudes			Capacidades	
	Interés	Apoyo	Identificar	Explicar	Utilizar
<b>Entre centros</b>	569,37	676,75	1177,67	1359,53	1501,07
<b>Entre alumnos</b>	7792,60	8039,76	6209,68	7658,32	7858,88
<b>Total</b>	8361,97	8716,51	7387,35	9017,85	9359,95
<b>ICC</b>	0,07	0,08	0,16	0,15	0,16
<b>Efecto de centro</b>	6,81%	7,76%	15,94%	15,08%	16,04%

En el modelo de efectos netos, Tabla 2, se encuentra que las variables de contexto como el ISEC familiar y de centro tienen un efecto en las variables producto, dado que resultaron significativas ( $p < ,001$ ) y reducen la variabilidad en los dos niveles. No obstante esta reducción de varianza se da en mayor medida en el nivel de centro. Lo que implica el impacto que tiene el ISEC de centro en los resultados. La disminución de los efectos de centro se detecta, sobre todo, en la capacidad de Utilizar con 5,40 puntos y en la capacidad de Explicar con 4,84 puntos menos con respecto al modelo nulo. En síntesis el efecto de centro se sigue evidenciando con una mayor presencia en las capacidades evaluadas.

**Tabla 2.** Estimación de los efectos escolares netos.

Varianzas	Actitudes			Capacidades	
	Interés	Apoyo	Identificar	Explicar	Utilizar
<b>Entre centros</b>	540,01	658,81	792,10	818,84	823,09
<b>Entre alumnos</b>	7773,47	7910,81	5855,35	7176,69	7373,22
<b>Total</b>	8313,48	8569,62	6647,45	7995,53	8196,31
<b>ICC</b>	0,06	0,08	0,12	0,10	0,10
<b>Efecto de centro</b>	6,50%	7,69%	11,92%	10,24%	10,04%

### Discusión

Estimar la magnitud de los efectos escolares en las actitudes y capacidades que conforman la competencia científica en el programa PISA, ha sido la finalidad de este trabajo. En general los datos obtenidos apoyan las hipótesis planteadas, los efectos de los centros escolares encontrados en la adquisición de capacidades son los que se planteaban en la primera hipótesis y son muy similares a los obtenidos en diversos estudios (Marchesi y Martínez-Arias, 2006; Pajares-Box, 2005 y Teddlie et al., 2000). Por lo que respecta a las variables actitudinales muestran un efecto de centro residual como se encuentran en Fitz-Gibbon (1991) y Murillo-Torrecilla (2007). Comparando el modelo de efectos escolares brutos con el modelo de efectos netos, tal y como se planteaba en la segunda hipótesis, una vez controlado los efectos socioeconómicos y culturales de la familia y del centro, la variabilidad del nivel de centro se reduce, debido a la importancia del contexto en la predicción de resultados. De ahí se reduce la magnitud del efecto de centro. Este hecho ocurre de forma similar en otros trabajos como Rodríguez-Jiménez y Murillo-Torrecilla (2011).

A modo de síntesis se puede afirmar que los centros educativos tienen un papel significativo en la adquisición de la competencia científica, sobre todo en el desarrollo de las capacidades relacionados con dicha disciplina. En las actitudes no se evidencia dicho efecto de forma tan clara. No obstante, teniendo controladas variables de nivel socioeconómico y cultural del estudiante y de centro, queda un porcentaje de variabilidad sin explicar que correspondería a las variables propias del proceso escolar u otros factores. Como futuras líneas de trabajo se plantea construir modelos CIPP, en donde se evalué conjuntamente variables de contexto y de proceso. Por otra parte, teniendo en cuenta la literatura de Eficacia Escolar y los resultados obtenidos, es necesario profundizar en el estudio de los efectos escolares en pruebas actitudinales y medir dichos efectos considerando a su vez el nivel de aula.

### Referencias

Aitkin, M., y Longford, N. (1986). Statistical modeling issues in school effectiveness studies. *Journal of the Royal Statistical Society*, 149(Series A), 1-43.

- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., et al. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington: US Government Printing Office.
- Castejón, J. L. (1994). Estabilidad de diversos índices de eficacia de centros educativos. *Revista de Investigación Educativa*, 24, 45-60.
- Crone, L. J., Lang, M., Franklin, B. J., y Hallbrook, A. (1994). Composite versus component score: Consistency of school effectiveness classification. *Applied Measurement in Education* 7, 303-321.
- Fitz-Gibbon, C. T. (1991). Multilevel modelling in an indicator system. En S. W. Raudenbush y J. D. Willms (Eds.), *Schools classrooms and pupils: International studies of schooling from multilevel perspective* (pp. 67-83). San Diego, CA: Academic Press.
- Gray, J., McPherson, A. E., y Raffe, D. (1983). *Reconstructions of secondary education: Theory, myth and practice since the war*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Heck, R. K., y Scott, L. T. (2000). *An introduction to multilevel modeling techniques*. Hillsdale, NJ: LEA.
- Instituto de Evaluación. (2010). *PISA 2009. Programa para la evaluación internacional de los alumnos. OCDE. Informe español*. Madrid: Ministerio de Educación. Secretaría de Estado de Educación y Formación Profesional. Dirección General de Evaluación y Cooperación Territorial.
- Jencks, C. S., Smith, M., Acland, H., Bane, M. J., Cohen, D., Gintis, H., et al. (1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books.
- Kyriakides, L. (2007). Generic and differentiated models of educational effectiveness. Implications for the improvement of educational practice. En T. Townsend (Ed.), *International handbook of school effectiveness and improvement* (pp. 41-56). New York: Springer.
- Kochan, S. E., Tashakkori, A., y Teddlie, C. (1996, Abril). *You can't judge a high school by test data alone: Constructing an alternative indicator of secondary school effectiveness*. Comunicación presentada en el Annual Meeting of the American Educational Research Association, New York.

- Mandeville, G. K., y Anderson, L. W. (1987). The stability of school effectiveness indices across grade level and subjects areas. *Journal of Educational Measurement*, 24, 203-216.
- Marchesi, A., y Martínez-Arias, R. (Eds.). (2006). *Escuelas de éxito en España. Sugerencias e interrogantes a partir del informe PISA 2003*: Madrid: Fundación Santillana.
- Martín, E., Martínez-Arias, R., Marchesi, A., y Pérez, E. M. (2008). Variables that predict academic achievement in the Spanish compulsory secondary educational system: A longitudinal multi-level analysis. *The Spanish Journal of Psychology*, 11, 400-413.
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D., y Ecob, R. (1988). The effects of school membership on pupil's educational outcomes. *Research Papers in Education*, 3, 3-26.
- Murillo-Torrecilla, J. (2005). *La investigación sobre eficacia escolar*. Barcelona: Octoedro.
- Murillo-Torrecilla, J. (2004). *Aportaciones de la investigación sobre eficacia escolar. Un estudio multinivel sobre los efectos escolares y los factores de eficacia de los centros docentes de primaria en España*. Tesis doctoral no publicada, Universidad Complutense de Madrid.
- Murillo-Torrecilla, J. (2007). *Investigación iberoamericana sobre eficacia escolar*. Bogotá: Convenio Andrés Bello.
- Murillo-Torrecilla, J. (2011). Mejora de la eficacia escolar en Iberoamérica. *Revista Iberoamericana de Educación*, 55, 49-83.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. (2006). *PISA 2006. Marco de la evaluación. Conocimientos y habilidades en ciencias, matemáticas y lectura*. Madrid: Santillana.
- Pajares-Box, R. (2005). *Resultados en España del estudio Pisa 2000. Conocimientos y destrezas de los alumnos de 15 años*. Madrid: INECSE.
- Purkey, S. C., y Smith, M. S. (1983). Effective schools: A review. *Elementary School Journal*, 4, 427-452.
- Reynolds, D. (1976). The delinquent school. En P.Woods (Ed.), *The process of schooling* (pp. 124-178). London: Routledge and Kegan Paul.

- Rodríguez-Jiménez, O. R., y Murillo-Torrecilla, F. J. (2011). Estimación del efecto escuela para Colombia. *Magis, Revista Internacional de Investigación en Educación*, 3(6), 299-316.
- Rutter, M., Mortimore, P., Ouston, J., y Maughan, B. (1979). *Fifteen thousand hours*. London: Open Books.
- Sammons, P., Nuttall, D. L., y Cuttance, P. (1993). Differential school effectiveness: Results from reanalysis of the inner London Education Authority's Junior School Project Data. *British Educational Research Journal*, 4, 381-405.
- Teddlie, C., Reynolds, D., y Sammons, P. (2000). The methodology and scientific properties of school effectiveness research. En C. Teddlie y D. Reynolds (Eds.), *The international handbook of school effectiveness research* (pp. 55-133). London: Falmer Press.
- Thomas, S., Sammons, P., y Mortimore, P. (1997). Stability and consistency in Secondary school's effects on student's GCSE outcomes over three years. *School Effectiveness and School Improvement*, 8, 169-197.
- Towsend, T. (Ed.). (2007). *International handbook of school effectiveness and improvement*. New York: Springer.
- Willms, J. D., y Raudenbush, S. W. (1989). A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of Education Measurement*, 26, 209-232.
- Wu, M. L., Adams, R. J., y Wilson, M. R. (1997). *Conquest: Multi-aspect test software [computer program]*. Camberwell, Australia: Australian Council for Education Research.

## **Instrucciones**

### **Envíos de artículos**

La *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* publica artículos en español o inglés de carácter científico en cualquier temática de la Psicología y Salud. Es, por tanto, el objetivo de la revista la interdisciplinariedad. Los artículos han de ser originales (los autores se responsabilizan de que no han sido publicados ni total ni parcialmente) y no estar siendo sometidos para su evaluación o publicación a ninguna otra revista. Las propuestas de artículos han de ser enviadas en formato electrónico por medio de correo electrónico al director o a los editores asociados acorde a la temática que coordinan. El envío por correo postal sólo se admitirá en casos debidamente justificados a la dirección de la revista (Ramón González Cabanach, Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, Universidad de A Coruña, Escuela Universitaria de Fisioterapia, Campus de Oza, 15006, A Coruña, España).

### **Revisión**

Los trabajos serán revisados en formato de doble ciego, siendo los revisores anónimos para los autores y los autores para los revisores. Los revisores serán externos e independientes de la revista que los seleccionará por su experiencia académica, científica o investigadora en la temática objeto del artículo.

### **Copyright**

El envío de trabajos a la *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* lleva implícito que los autores ceden el copyright a la revista para su reproducción por cualquier medio, si éstos son aceptados para su publicación.

### **Permisos y responsabilidad**

Las opiniones vertidas así como sus contenidos de los artículos publicados en la *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* son de responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan la opinión ni la política de la revista. Asimismo, los autores se responsabilizan de la obtención del permiso correspondiente para incluir material ya publicado. Del mismo modo, los autores se responsabilizan de que los trabajos publicados estén realizados conforme a los criterios éticos que rigen la investigación o experimentación con humanos y animales, y sean acordes a la deontología profesional.

### **Estilo**

Los trabajos deberán ajustarse a las instrucciones sobre las referencias, tablas, figures, abstract, formato, estilo narrativo, etc. descritas la 6ª edición del Publication Manual of the American Psychological Association (2009). Los manuscritos que no se ajusten al estilo APA no se considerarán para su publicación.

## CONTENIDOS / CONTENTS

### Artículos / Articles

- Effects of aromatase inhibition on spatial working memory and hippocampal astrocyte numbers  
(La inhibición perinatal de la aromatasa deteriora la memoria de trabajo espacial y efecto sobre el número de astrocitos hipocampales.)  
*Nélida M. Conejo, Héctor González-Pardo, José I. Arias and Jorge L. Arias* 1
- Un estudio de campo sobre el envejecimiento activo en función de la actividad física y ejercicio físico  
(A field study on active aging in function of physical activity and physical exercise)  
*María del Carmen Pérez-Fuentes, José Jesús Gázquez, María del Mar Molero e Isabel Mercader* 19
- Consumo de drogas y conducta delictiva: análisis diferencial de la heroína y la cocaína en la trayectoria infractora  
(Drug abuse and criminal behaviour: differential analysis of heroin and cocaine in the offending trajectory)  
*Carolina Bringas, Luis Rodríguez, Javier López-Cepero, Francisco Javier Rodríguez y Cristina Estrada* 39
- Diferencias de género en actitudes hacia las matemáticas en la enseñanza obligatoria  
(Gender differences in attitudes towards mathematics in compulsory education)  
*Julio Antonio González-Pianda, Marisol Fernández-Cueli, Trinidad García, Natalia Suárez, Estrella Fernández, Elián Tuero-Herrero y Elza Helena da Silva* 55
- El papel de los centros escolares en la adquisición de la competencia científica  
(The role of schools in the acquisition of scientific competence)  
*Elsa Peña-Suárez, Ángela Campillo-Álvarez, Marta Santarén-Rosell y José Muñiz* 75