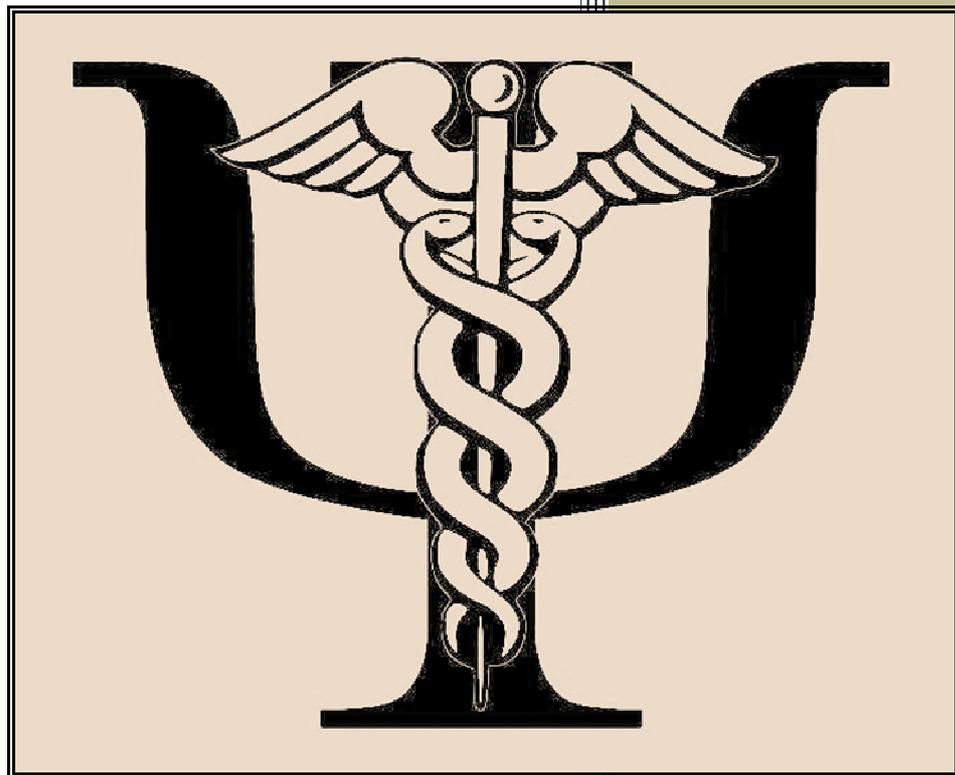


ISSN: 2171-2069

**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

## DIFERENCIAS DE GÉNERO EN ACTITUDES HACIA LAS MATEMÁTICAS EN LA ENSEÑANZA OBLIGATORIA

Julio Antonio González-Pienda\*, Marisol Fernández-Cueli\*, Trinidad García\*, Natalia Suárez\*, Estrella Fernández\*, Elián Tuero-Herrero\*, y Elza Helena da Silva\*\*

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

\*\* Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Brasil)

(Recibido 1 de julio de 2010; revisado 4 de octubre de 2011; aceptado 7 de octubre de 2011)

### Abstract

The study of attitudes and their role in mathematics learning have been an interesting issue for researchers for over 50 years, being gender differences one of the most discussed topic. The present work examines gender differences in attitudes towards mathematics in the course of the last eight grades of compulsory education, based on the response of 5926 Spanish and Brazilian students to the Attitudes toward Mathematics Inventory (AMI). The results show, in both samples of students, a statistically significant effect of the gender on the different dimensions of the AMI. Furthermore, results also show that such effects are strongly mediated by the course. Finally, results are discussed in relation with the implementation of new technologies for the study of mathematics such as the interactive white boards and their effects in the control of the negative attitudes toward mathematics.

**Keywords:** attitudes; mathematics; compulsory education; gender; students; course.

### Resumen

El interés por el estudio de las actitudes y su papel determinante en el aprendizaje en el campo de las matemáticas ha sido objeto de investigación desde hace más de 50 años, siendo las diferencias de género uno de los aspectos más debatidos. En este trabajo se analizan las diferencias de género en actitudes hacia las matemáticas a lo largo de los últimos ocho cursos de la Enseñanza Obligatoria, en base a la respuesta de 5926 estudiantes españoles y brasileños al Inventario de Actitudes hacia las Matemáticas (IAM). Los resultados obtenidos muestran, en ambas muestras de estudiantes, un efecto estadísticamente significativo del género en las diferentes dimensiones del IAM. Por otra parte, también muestran que tales efectos se encuentran mediatizados poderosamente por el curso. Finalmente, se discuten los resultados en relación con la implantación de nuevas tecnologías para el estudio de las matemáticas tal como las pizarras electrónicas y sus efectos en el control de las actitudes negativas hacia las matemáticas.

**Palabras clave:** actitudes; matemáticas; enseñanza obligatoria; género; estudiantes; curso.

## Introducción

La enseñanza de las matemáticas, desde siempre, ha sido una tarea difícil, así como considerable el esfuerzo realizado por parte de los profesores en el sentido de mejorar esta situación (Bishop, 2000). Para la mayoría de los alumnos, aprender matemáticas también ha sido un tormento, ya que son muchas las variables que interactúan y hacen de la enseñanza y del aprendizaje de las matemáticas algo muy complejo y difícil, generando con frecuencia sentimientos negativos y actitudes negativas hacia esta materia.

Uno de los resultados aportados por la investigación en los que mayor coincidencia ha habido es la diferencia encontrada en cuanto a la actitud respecto a las matemáticas dependiendo del género del estudiante.

Ya en los primeros estudios realizados por Fennema y Sherman (1977, 1978) fueron encontradas diferencias de género relacionadas con el éxito en las matemáticas. Estas investigadoras también examinaron variables afectivas o actitudinales y las creencias identificadas como críticas sobre la utilidad de las matemáticas y la confianza en su aprendizaje, en las cuales se evidenció que los hombres mostraban más confianza frente a las mujeres y acreditaban que las matemáticas tenían más utilidad para ellos que para ellas. Esta idea permanece en estudios más recientes y no solo en la opinión de los chicos, ya que se ha visto que los estudiantes de secundaria de ambos sexos consideran que los chicos, más que las chicas, necesitan las matemáticas para su vida adulta y para conseguir buenos trabajos. Además ambos, chicos y chicas, expresaron que a los primeros les gustan más las matemáticas y les resultan más fáciles. Las chicas suelen considerar las matemáticas aburridas y difíciles en mayor medida que ellos (Brandell y Staberg, 2008) y se muestran menos seguras de sí mismas en la materia (Frenzel, Pekrun, y Goetz, 2007).

Los chicos, por su parte, muestran considerablemente más placer y orgullo en relación con las matemáticas, así como menor ansiedad y desesperanza ante las mismas. Así mismo, se sienten más motivados tanto extrínseca como intrínsecamente para enfrentarse a dicha asignatura (Else-Quest, Hyde, y Linn, 2010).

En estudiantes jóvenes, observaron que los hombres no tenían un estereotipo hacia las matemáticas como “dominio masculino” (pensamiento del tipo: las matemáticas son cosa de hombres”, “para tener éxito en las matemáticas hay que nacer hombre”, etc.). Sin embargo, las chicas jóvenes informaban que las matemáticas eran

más apropiadas para los hombres que para las mujeres. La importancia de esas variables, su influencia y su impacto diferencial en las mujeres y en los hombres se confirmó más tarde en muchos otros estudios (Else-Quest et al., 2010; Frenzel et al., 2007; Leder, 1992).

Thomas (2000), Willis (1995) o Fullarton (1993), entre otros, indican que esta actitud negativa de las mujeres hacia el aprendizaje de las matemáticas, a su vez, con frecuencia constituye un factor poderoso que ha contribuido a su baja implicación y menor éxito que los hombres en las disciplinas que impliquen el manejo de contenidos matemáticos. Chicos y chicas, con los mismos resultados en tests de matemáticas, tienen ideas muy diferentes acerca de su habilidad. Los chicos son más seguros de sí mismos que las chicas en lo que respecta a la competencia matemática (Preckel, Goetz, Pekrun, y Kleine, 2008). Este estereotipo quizá sea reforzado, en parte, porque la proporción de profesores varones de matemáticas es mayor que en otras disciplinas (Niederle y Vesterlund, 2009). Se ha comprobado en investigaciones como la de Dee (2007) y Carrell, Page, y West (2009) que el hecho de tener una profesora de matemáticas o ciencias, mejora el desempeño de las chicas en estas materias. Este efecto es especialmente importante en el caso de estudiantes talentosas.

Por otra parte, Schmader, Johns, y Barquissau (2004) examinaron la variabilidad individual en el grado en que las mujeres representan los estereotipos de género sobre las habilidades para las matemáticas. Fueron realizados dos estudios: en el primero, se examinó el grado en que el estereotipo predice las autopercepciones de las mujeres y las intenciones de carrera; en el segundo, se pretende contrastar la hipótesis de si las mujeres que tienden a ceder ante los estereotipos de género sobre la habilidad en las matemáticas son más susceptibles a los efectos de la amenaza de esos estereotipos y reducen su desempeño en pruebas de habilidad matemática. Los resultados revelaron que un porcentaje significativo de mujeres asume la idea de que los hombres son superiores a ellas en matemáticas. De hecho, se comprobó en una reciente investigación que las chicas de Educación Primaria mostraron una menor identificación con las matemáticas que los chicos. Estas diferencias de género en el autoconcepto en matemáticas surgen por la combinación de influencias sociales (estereotipos culturales sobre los roles de género) y factores cognitivos intrapersonales (Cvencek, Meltzoff, y Greenwald, 2011).

Se demostró también que, en la medida en que las mujeres ceden ante los estereotipos de género, ello puede ser un indicador de la creencia general en la

legitimidad de las diferencias de estatus entre los sexos. Lo más importante es que ambos estudios enfatizaron que la aceptación de tales estereotipos se relaciona negativamente con el autoconcepto de las mujeres y con las intenciones de cursar estudios universitarios, y las hacen más susceptibles a los efectos estereotipados de la amenaza en su desempeño hacia las matemáticas. Eso puede llevar a afirmar que la aceptación de tales estereotipos puede ser una variable importante para explicar o comprender los niveles más bajos de participación de las mujeres en campos relacionados con las matemáticas y sus bajas puntuaciones en las pruebas.

Los autores creen que esos resultados abren expectativas para futuras investigaciones que estén dirigidas a desarrollar estrategias, en el sentido de neutralizar esa tendencia para la aceptación de tales estereotipos relacionados con el género hacia las matemáticas, como medios de aumentar la participación y el éxito de las mujeres en las matemáticas y en las ciencias.

No obstante, no siempre se han encontrado datos a favor de la hipótesis de “las matemáticas como un dominio masculino”. Por ejemplo, Forgasz (2000) realizó una revisión extensa para intentar contrastar la hipótesis de las supuestas diferencias de género a favor de los hombres en el aprendizaje de las matemáticas y sus datos, de estudiantes australianos, revelaron que los chicos consideran las matemáticas más difíciles que las chicas, necesitando de ayuda adicional. Además, las chicas se interesaban y apreciaban más las matemáticas que los chicos. Por tanto, estos resultados parecen desafiar la hipótesis de las matemáticas como un dominio masculino.

En este mismo sentido, Kloosterman, Tassell, Ponniah, y Essex (2001) compararon estudiantes de secundaria y universitarios para investigar acerca de sus percepciones sobre la relación entre género, aprendizaje y rendimiento en matemáticas. Estos autores concluyeron que los grupos de estudiantes, tanto de las zonas rurales como urbanas, acreditaban que, en general, las matemáticas no eran una cuestión de género, es decir, las matemáticas presentan un carácter neutral hacia al género. Las mujeres presentaron esta posición, incluso con más firmeza, que los hombres. A alumnos y alumnas les gustaban igualmente las matemáticas, y no se diferencian en cuanto a su creencia respecto al nivel de facilidad-dificultad y de importancia para la vida futura.

Por otra parte, Hanna (2003) presenta un estudio de revisión en el que se aporta información del progreso realizado en relación a los resultados de equidad en las matemáticas desde la década de los sesenta. Para esclarecer las diferencias del género

hacia el éxito y en las actitudes fueron examinados tres estudios de la International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA): First, Second, and Third International Mathematics Science Study, (FIMS, SIMS, y TIMSS, respectivamente). Comparando los resultados de los tres estudios del IEA, las diferencias de género en el éxito revelan que varían ampliamente de un país a otro. La igualdad de género se alcanza para el grupo de 13 años de edad. Pero, para el grupo de 17 años de edad, los chicos presentan mejores resultados que las mujeres en algunas áreas de las matemáticas.

En esta línea, Ercikan, McCreith, y Lapointe (2005) investigaron en tres países (Noruega, Canadá y EEUU) las posibles razones para explicar las diferencias de género en el éxito en las matemáticas y la participación en los cursos superiores de matemáticas. Los datos fueron recogidos a partir de las informaciones extraídas del “Third International Mathematics and Science Study” (TIMSS) y representaban una población de estudiantes de secundaria. Todos los países mostraron diferencias significativas en relación al género en el éxito final de la escuela secundaria, si bien se evidenciaron notables diferencias entre países. En concreto, mientras que Noruega presentó una de las mayores diferencias en el éxito en matemáticas entre los hombres y las mujeres, en Canadá las diferencias entre los grupos de género fueron moderadas. Finalmente, en Estados Unidos las diferencias entre los grupos fueron pequeñas y no significativas. Por otra parte, también se encontró que en la escuela elemental y media no hay diferencias de género en relación al éxito. En esta línea, un estudio de Niederle y Vesterlund (2009) muestra que el número de cursos de matemáticas y ciencias a los que asisten las chicas de Educación Secundaria se ha incrementado y hoy en día la media y la desviación típica en el rendimiento en matemáticas es solo ligeramente mayor en los hombres que en las mujeres.

Tomando en consideración los resultados de los estudios revisados, en la actualidad no existen todavía datos suficientes para concluir sobre las diferencias de género respecto a la percepción de competencia, a la actitud hacia el aprendizaje de las matemáticas, o respecto al grado de dominio de los conocimientos de esta área académica. Este trabajo pretende contribuir al estudio de estas diferencias, para ello, se aportan datos relativos al género tomando en consideración el contexto educativo (país) y la edad de los estudiantes.

## Método

### Participantes

En esta investigación, se trabaja con una muestra de alumnos de Educación Primaria (EP) y Educación Secundaria Obligatoria (ESO). La muestra se obtuvo mediante un procedimiento intencional, utilizando una serie de variables marcadoras, tales como el curso (3º, 4º, 5º y 6º de EP y 1º, 2º, 3º y 4º de ESO), el género, el tipo de colegio (público o privado), la zona geográfica (rural o urbana) y el contexto educativo (Sistema Educativo Español, SEE, y Sistema Educativo Brasileño, SEB). La muestra total está compuesta por 5926 alumnos con edades comprendidas entre los 9 y los 16 años (2698 estudiantes del SEE y 3228 del SEB).

### Instrumentos

Para el estudio del objetivo mencionado, se ha utilizado como instrumento de evaluación el *Inventario de Actitudes hacia las Matemáticas* (IAM). Se trata de una versión ampliada con modificaciones significativas de la escala de evaluación de actitudes hacia las matemáticas (FSS), elaborada por Fennema y Sherman (1976) y utilizada desde entonces por una gran cantidad de investigadores. El IAM está constituido por gran parte de los ítems del FSS (adaptados a las culturas española y brasileña), así como nuevos ítems destinados a medir de modo más preciso el tipo de orientación motivacional asociada a la actitud y el tipo de atribución causal realizada (necesaria para comprender correctamente la actitud prevalente). En total, el IAM posee 86 ítems para la evaluación de 15 dimensiones primarias: falta de confianza en el logro futuro ( $\alpha = .88$ ), pensamiento estereotipado ( $\alpha = .87$ ), competencia percibida ( $\alpha = .85$ ), utilidad percibida ( $\alpha = .85$ ), motivación intrínseca ( $\alpha = .86$ ), motivación de logro ( $\alpha = .77$ ), interés por evitar la implicación ( $\alpha = .85$ ), ausencia de interés en las matemáticas ( $\alpha = .78$ ), ansiedad ( $\alpha = .86$ ), sentimientos ( $\alpha = .84$ ), atribución del éxito a la capacidad ( $\alpha = .70$ ), atribución del éxito a causas externas (p.e., ser el favorito del profesor) ( $\alpha = .77$ ), atribución del fracaso a causas externas (p.e., falta de competencia de los profesores) ( $\alpha = .75$ ), actitud percibida en los padres ( $\alpha = .58$ ), actitud percibida en los profesores ( $\alpha = .84$ ). Los análisis factoriales realizados confirmaron la estructura teórica mencionada.

## Procedimiento

Para la contrastación del objetivo planteado en este estudio, han sido realizados diferentes análisis multivariados de la varianza (MANOVAs), en los que las variables dependientes son las 15 dimensiones del IAM y la variable independiente el *género*. Se ha incluido en los análisis la variable *curso (o ciclo)* como covariante (ya que en los diferentes estudios reiteradamente se obtiene evidencia de que a medida que los estudiantes ascienden en curso académico la actitud hacia las matemáticas es más negativa), controlando así su efecto sobre las VDs y pudiendo considerar de modo más realista el efecto de la variable independiente (*género*).

## Resultados

### Estadísticos descriptivos

Los resultados se presentan de modo independiente para las muestras de Brasil y España, dado que la muestra de estudiantes brasileños va desde 3° de EP hasta 4° ESO y la muestra de estudiantes españoles únicamente ocupa los cuatro cursos de la ESO. En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los análisis correspondientes a la muestra brasileña (agrupados por ciclos) y en la Tabla 2 se aportan los datos de los estudiantes españoles (se muestran por cursos).

**Tabla 1.** Medias y desviaciones típicas de la muestra de estudiantes brasileños en los factores del IAM según género y ciclo educativo.

	MUJERES		HOMBRES	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
<b>FALTA DE CONFIANZA</b>				
2° CEP	2.989	1.066	2.992	1.101
3° CEP	2.679	.993	2.743	1.053
1° CES	2.780	1.074	2.498	1.053
2° CES	2.772	1.015	2.559	1.020
<b>PENSAMIENTO ESTEROTIPADO</b>				
2° CEP	3.059	.860	3.033	.934
3° CEP	2.520	.909	2.696	.883
1° CES	2.284	.800	2.465	.864
2° CES	1.959	.759	2.053	.781
<b>UTILIDAD PERCIBIDA</b>				
2° CEP	4.412	.623	4.400	.675
3° CEP	4.414	.651	4.338	.770
1° CES	4.309	.690	4.350	.675
2° CES	4.217	.692	4.251	.707
<b>AUSENCIA DE INTERÉS</b>				
2° CEP	2.584	1.090	2.571	1.102
3° CEP	1.922	.797	2.012	.828
1° CES	1.753	.694	1.701	.718
2° CES	1.659	.693	1.675	.717
<b>COMPETENCIA PERCIBIDA</b>				
2° CEP	4.131	.605	4.102	.622
3° CEP	4.072	.637	4.062	.661
1° CES	3.911	.634	4.050	.652
2° CES	3.790	.634	3.855	.649
<b>MOTIVACIÓN DE LOGRO</b>				
2° CEP	4.475	.634	4.539	.616
3° CEP	4.479	.644	4.383	.705
1° CES	4.293	.651	4.290	.686
2° CES	4.151	.747	4.061	.872
<b>MOTIVACIÓN INTRÍNSECA</b>				
2° CEP	4.085	.803	4.185	.760
3° CEP	3.751	.950	3.747	.969
1° CES	3.309	.987	3.497	.993
2° CES	2.980	.995	3.081	.946

*Nota.* 2° CEP = 2° Ciclo de Educación Primaria; 3° CEP = 3° Ciclo de Educación Primaria; 1° CES = 1° Ciclo de Educación Secundaria; 2° CES = 2° Ciclo de Educación Secundaria.

**Tabla 1 (continuación).** Medias y desviaciones típicas de la muestra de estudiantes brasileños en los factores del IAM según género y ciclo educativo.

	MUJERES		HOMBRES	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
<b>ACTITUDES DE LOS PADRES</b>				
2° CEP	4.369	.651	4.388	.689
3° CEP	4.442	.675	4.388	.733
1° CES	4.260	.657	4.280	.679
2° CES	3.931	.852	3.964	.840
<b>ANSIEDAD</b>				
2° CEP	3.694	.916	3.637	.976
3° CEP	3.261	.977	3.374	1.003
1° CES	3.098	1.014	3.387	.992
2° CES	3.040	.989	3.286	.995
<b>EVITAR SER EL MEJOR</b>				
2° CEP	2.473	1.129	2.504	1.169
3° CEP	2.162	.964	2.163	1.001
1° CES	1.932	.750	1.974	.755
2° CES	1.988	.771	1.950	.759
<b>ATRIBUCIÓN DEL ÉXITO A CAUSAS EXTERNAS</b>				
2° CEP	2.731	1.123	2.878	1.204
3° CEP	2.018	.937	2.189	.979
1° CES	1.806	.756	1.896	.789
2° CES	1.795	.765	1.782	.738
<b>ATRIBUCIÓN DEL ÉXITO A CAUSAS INTERNAS</b>				
2° CEP	3.997	1.175	4.005	1.147
3° CEP	3.467	1.256	3.550	1.178
1° CES	3.058	1.194	3.168	1.168
2° CES	2.686	1.127	2.643	1.085
<b>ATRIBUCIÓN DEL FRACASO A CAUSAS EXTERNAS</b>				
2° CEP	2.345	1.304	2.315	1.319
3° CEP	1.928	1.159	2.083	1.205
1° CES	1.953	1.011	2.017	1.022
2° CES	2.404	1.097	2.429	1.121
<b>SENTIMIENTOS Y/O EMOCIONES</b>				
2° CEP	2.374	1.124	2.377	1.204
3° CEP	2.094	1.012	2.231	1.074
1° CES	2.118	.964	2.017	.892
2° CES	2.186	.925	2.141	.923
<b>ACTITUDES DE LOS PROFESORES</b>				
2° CEP	4.363	.824	4.282	.885
3° CEP	4.021	.955	4.036	.966
1° CES	3.860	.961	3.994	.930
2° CES	3.633	.994	3.547	.939

### Análisis multivariados

Para la muestra de estudiantes brasileños los resultados de los contrastes multivariados indican que tanto la variable género, Lambda de Wilks = .984;  $F(15,2896) = 3,106$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .016$ , como la variable ciclo, Lambda de Wilks = .549;  $F(45,8604) = 42.72$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .181$ , explican significativamente la variabilidad observada en la totalidad de las variables dependientes (dimensiones del IAM). Asimismo, la interacción entre el género y el ciclo también es significativa, Lambda de Wilks = .978;  $F(45,8604) = 1.46$ ;  $p < .05$ ;  $\eta^2 = .008$ .

Las pruebas de los efectos inter-sujetos para cada una de las variables dependientes (dimensiones de la escala IAM) indican que las diferencias globales encontradas son debidas al efecto de la variable independiente (género) y la covariada (ciclo) sobre las 15 variables dependientes: falta de confianza (expectativas de fracaso en matemáticas),  $F(7,2910) = 9.56$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .022$ , estereotipos,  $F(7,2910) = 87.21$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .173$ , utilidad de las matemáticas para el futuro,  $F(7,2910) = 4.54$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .011$ , falta de interés por las matemáticas,  $F(7,2910) = 76.68$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .156$ , competencia percibida para las matemáticas,  $F(7,2910) = 15.22$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .035$ , motivación de logro (interés por sobresalir en matemáticas),  $F(7,2910) = 20.78$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .048$ , motivación intrínseca,  $F(7,2910) = 85.12$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .170$ , actitud de los padres respecto de la importancia de las matemáticas,  $F(7,2910) = 27.75$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .063$ , ansiedad ante las matemáticas,  $F(7,2910) = 21.90$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .05$ , interés en ocultar la competencia en matemáticas,  $F(7,2910) = 23.05$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .053$ , atribución del éxito a causas externas (como por ejemplo, ser el favorito del profesor),  $F(7,2910) = 82.38$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .165$ , atribución del éxito a la capacidad,  $F(7,2910) = 74.46$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .152$ , atribución del fracaso a causas externas (como la incompetencia del profesor),  $F(7,2910) = 12.43$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .029$ , sentimientos/emociones provocados por las matemáticas,  $F(7,2910) = 5.63$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .029$ , y, finalmente, la actitud de los profesores respecto a la competencia del estudiante para enfrentarse con éxito a las tareas de matemáticas,  $F(7,2910) = 32.94$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .073$ .

Centrándonos en el efecto de la variable objeto de interés en el presente trabajo, el género, ésta únicamente explica significativamente cinco de las quince dimensiones del IAM [falta de confianza (expectativas de fracaso en matemáticas),  $F(1,2917) = 7.38$ ;  $p < .01$ ;  $\eta^2 = .003$ , pensamiento estereotipado,  $F(1,2917) = 11.04$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .004$ ,

motivación intrínseca,  $F(1,2917) = 7.53$ ;  $p < .01$ ;  $\eta^2 = .003$ , ansiedad ante las matemáticas,  $F(1,2917) = 15.89$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .005$ , y atribución del éxito a causas externas (como por ejemplo, ser el favorito del profesor),  $F(1,2917) = 8.09$ ;  $p < .01$ ;  $\eta^2 = .003$ ].

**Tabla 2.** Medias y desviaciones típicas de la muestra de estudiantes españoles en los factores del IAM según género y curso.

	MUJERES		HOMBRES	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
<b>FALTA DE CONFIANZA</b>				
1° ESO	2.496	1.217	2.366	1.121
2° ESO	2.647	1.154	2.475	1.096
3° ESO	2.927	1.122	2.556	1.145
4° ESO	2.992	1.174	2.703	.991
<b>PENSAMIENTO ESTEROTIPADO</b>				
1° ESO	1.754	.936	1.947	1.065
2° ESO	1.668	.853	2.120	1.045
3° ESO	1.596	.902	2.140	1.112
4° ESO	1.484	.845	1.956	.949
<b>UTILIDAD PERCIBIDA</b>				
1° ESO	4.030	.882	4.006	1.032
2° ESO	3.850	.925	3.946	.823
3° ESO	3.540	.978	3.579	1.028
4° ESO	3.422	.971	3.405	.933
<b>AUSENCIA DE INTERÉS</b>				
1° ESO	4.063	.973	4.042	1.172
2° ESO	3.867	.955	3.912	1.018
3° ESO	3.733	1.006	3.560	1.031
4° ESO	3.759	.927	3.609	.945
<b>COMPETENCIA PERCIBIDA</b>				
1° ESO	3.769	.844	3.873	.858
2° ESO	3.710	.805	3.855	.796
3° ESO	3.366	.908	3.675	.960
4° ESO	3.178	.820	3.413	.837
<b>MOTIVACIÓN DE LOGRO</b>				
1° ESO	3.939	.969	3.948	1.045
2° ESO	3.758	.988	3.986	.810
3° ESO	3.699	.924	3.577	1.101
4° ESO	3.575	1.005	3.533	.973
<b>MOTIVACIÓN INTRÍNSECA</b>				
1° ESO	3.282	.978	3.484	.970
2° ESO	2.936	.879	2.936	.879
3° ESO	2.841	.883	3.112	1.001
4° ESO	2.779	.897	2.918	.890

*Nota.* ESO = Educación Secundaria Obligatoria.

En relación a la muestra de estudiantes españoles, los datos aportados por los contrastes multivariados ofrecen información en el sentido de que tanto la variable género, Lambda de Wilks = .905;  $F(15,1252) = 8.80$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .095$ , como la variable curso, Lambda de Wilks = .82;  $F(45,3720) = 5.41$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .061$ , explican significativamente la variabilidad observada en la totalidad de las variables dependientes evaluadas (correspondientes a las dimensiones del Inventario de Actitudes hacia las Matemáticas, IAM). Sin embargo, no resultó estadísticamente significativa la interacción entre el género y el curso, Lambda de Wilks = .96;  $F(45,3720) = 1.15$ ;  $ns$ ;  $\eta^2 = .000$ .

Las pruebas de los efectos inter-sujetos para cada una de las variables dependientes (dimensiones de la escala IAM) indican que las diferencias globales encontradas son debidas al efecto de la VI y la covariada sobre la totalidad de las variables dependientes, salvo la dimensión “sentimientos-emociones relacionadas con el aprendizaje de las matemáticas”. En concreto, se obtienen efectos estadísticamente significativos en cuanto a: falta de confianza (expectativas de fracaso en matemáticas,  $F(7,1266) = 6.61$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .035$ , pensamiento estereotipado,  $F(7,1266) = 11.16$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .058$ , grado de utilidad percibida de las matemáticas para el futuro,  $F(7,1266) = 11.81$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .061$ , falta de interés por las matemáticas,  $F(7,1266) = 5.02$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .027$ , competencia percibida para las matemáticas,  $F(7,1266) = 15.10$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .077$ , motivación de logro (interés por sobresalir en matemáticas),  $F(7,1266) = 5.33$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .029$ , motivación intrínseca,  $F(7,1266) = 11.80$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .061$ , actitud percibida de los padres respecto de la importancia de las matemáticas,  $F(7,1266) = 6.19$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .033$ , ansiedad ante las tareas matemáticas,  $F(7,1266) = 10.91$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .057$ , interés en ocultar la competencia en matemáticas,  $F(7,1266) = 4.01$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .022$ , atribución del éxito a causas externas (como por ejemplo, ser el favorito del profesor),  $F(7,1266) = 5.76$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .031$ , atribución del éxito a la capacidad,  $F(7,1266) = 4.15$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .022$ , atribución del fracaso a causas externas (como la incompetencia del profesor),  $F(7,1266) = 7.66$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .041$ , y actitud de los profesores respecto a la competencia del estudiante para enfrentarse con éxito a las tareas de matemáticas,  $F(7,1266) = 10.79$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .056$ . Como se ha dicho anteriormente, no han sido encontradas estadísticamente significativas las diferencias respecto de la dimensión sentimientos/emociones provocados por las matemáticas,  $F(7,1266) = 1.06$ ;  $ns$ ;  $\eta^2 = .006$ .

**Tabla 2 (continuación).** Medias y desviaciones típicas de la muestra de estudiantes españoles en los factores del IAM según género y curso.

	MUJERES		HOMBRES	
	M	SD	M	SD
<b>ACTITUDES DE LOS PADRES</b>				
1° ESO	4.263	.810	4.234	.899
2° ESO	4.139	.882	4.135	.792
3° ESO	3.990	.945	3.957	.841
4° ESO	3.909	.865	3.746	.870
<b>ANSIEDAD</b>				
1° ESO	3.065	1.011	3.400	1.133
2° ESO	3.017	1.007	3.391	1.040
3° ESO	2.700	1.051	3.289	1.047
4° ESO	2.780	.989	2.971	1.037
<b>EVITAR SER EL MEJOR</b>				
1° ESO	2.107	1.009	2.184	1.128
2° ESO	1.867	.948	2.141	1.162
3° ESO	1.901	.987	2.132	1.143
4° ESO	1.745	.952	2.071	1.056
<b>ATRIBUCIÓN DEL ÉXITO A CAUSAS EXTERNAS</b>				
1° ESO	1.834	.941	2.160	1.180
2° ESO	1.942	.964	2.145	1.117
3° ESO	2.051	.993	2.379	1.087
4° ESO	1.934	.885	2.339	1.014
<b>ATRIBUCIÓN DEL ÉXITO A CAUSAS INTERNAS</b>				
1° ESO	2.567	1.204	2.856	1.117
2° ESO	2.690	1.093	2.855	1.091
3° ESO	2.688	1.105	3.118	1.103
4° ESO	2.712	1.023	2.963	1.005
<b>ATRIBUCIÓN DEL FRACASO A CAUSAS EXTERNAS</b>				
1° ESO	2.206	1.223	2.356	1.234
2° ESO	2.272	1.099	2.507	1.191
3° ESO	2.828	1.058	2.856	1.149
4° ESO	2.570	.900	2.635	.940
<b>SENTIMIENTOS Y/O EMOCIONES</b>				
1° ESO	2.333	1.000	2.314	1.086
2° ESO	2.472	.997	2.521	1.090
3° ESO	2.507	.933	2.520	1.042
4° ESO	2.474	.918	2.537	.912
<b>ACTITUDES DE LOS PROFESORES</b>				
1° ESO	3.759	1.006	3.848	1.004
2° ESO	3.604	.907	3.763	.965
3° ESO	3.295	.928	3.437	.900
4° ESO	3.232	.885	3.336	.793

Por lo que se refiere al efecto de la variable independiente, el género explica significativamente nueve de las quince dimensiones del IAM. Han sido halladas diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en las dimensiones:

falta de confianza (expectativas de fracaso en matemáticas),  $F(1,1274) = 13.84$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .011$ , pensamiento estereotipado,  $F(1,1274) = 57.32$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .043$ , competencia percibida para las matemáticas,  $F(1,1274) = 16.24$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .013$ , motivación intrínseca,  $F(1,1274) = 22.13$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .017$ , ansiedad ante las matemáticas,  $F(1,1274) = 39.35$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .030$ , interés en ocultar la competencia en matemáticas,  $F(1,1274) = 14.46$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .011$ , atribución del éxito a causas externas (como por ejemplo, ser el favorito del profesor),  $F(1,1274) = 29.44$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .023$ , atribución del éxito a la capacidad,  $F(1,1274) = 20.73$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2 = .016$ , y, finalmente, la actitud de los profesores respecto a la competencia del estudiante para enfrentarse con éxito a las tareas de matemáticas,  $F(1,1274) = 5.49$ ;  $p < .05$ ;  $\eta^2 = .004$ .

### Discusión

Los resultados obtenidos muestran, en ambas muestras de estudiantes, un efecto estadísticamente significativo de la variable género sobre las diferentes dimensiones el IAM. Pero, por otra parte, también muestran que tales efectos se encuentran mediatizados poderosamente por la variable curso. En las dos muestras, la interacción entre las variables género y curso es significativa. Este hecho viene a indicar que no es posible estimar el efecto del género sobre las actitudes ante las matemáticas sin considerar el efecto de otras variables significativas como, en este caso, el curso. Por tanto, puede que algún porcentaje de las discrepancias de los datos aportados por las diferentes investigaciones revisadas sea atribuible a la falta de consideración de algunas variables extrañas en los diseños de investigación.

Atendiendo a los efectos observados, encontramos la coincidencia entre ambas muestras en que las mujeres, respecto de los hombres, muestran una mayor falta de confianza en sus logros futuros en el área de las matemáticas, informan de un mayor pensamiento estereotipado (sosteniendo en mayor medida que las matemáticas son cosa de hombres), menor competencia percibida para el aprendizaje de las matemáticas, menor ansiedad ante las matemáticas y menor atribución del éxito a causas externas (p.e., ser el favorito del profesor). Como se ha indicado, en la muestra de estudiantes españoles también se encuentra que los hombres informan de un mayor interés por evitar parecer buenos en matemáticas, que éstos creen en mayor medida que el éxito en esta materia se debe a la capacidad y, también, perciben mayores expectativas de logro futuro por parte de sus profesores.

En esta investigación también hemos observado que la incidencia de la variable género en la actitud frente a las matemáticas, aún siendo estadísticamente significativa, a nivel práctico la magnitud es más bien pequeña, aunque algo mayor en la muestra de estudiantes españoles (2.5% de la varianza total en los estudiantes brasileños y un 16% en la muestra de estudiantes españoles). En consecuencia, no es razonable hablar de incidencia del género sobre la actitud hacia las matemáticas sin señalar, además, la magnitud del efecto.

La escasa magnitud del efecto encontrado, principalmente en la muestra de estudiantes brasileños, también podría ser otra variable extraña que ayudase a explicar por qué en unos estudios aparece tal efecto y en otros no se encuentra. En este sentido, cabría pensar que existen otras variables que no han sido tenidas en cuenta en el presente trabajo y podrían explicar en mayor medida las diferencias de género en las actitudes de los estudiantes hacia las matemáticas.

Por otra parte, se observa que, varias de las variables implicadas son de naturaleza motivacional, como la competencia percibida, las expectativas de logro futuro o las atribuciones de éxito/fracaso. Tal como se apuntaba en el apartado introductorio, el aprendizaje de las matemáticas ha sido desde siempre una tarea difícil que genera con frecuencia sentimientos y actitudes negativas hacia esta materia, aspectos que refieren inmediatamente a la motivación. En este sentido, cualquier elemento que añada un plus de motivación a los contextos de aprendizaje de las matemáticas, supondría un avance tanto desde el punto de vista del docente como del discente. El uso de las nuevas tecnologías en el aula puede ser un factor coadyuvante en la consecución de unos alumnos y también profesores, ya que no se puede olvidar el papel de las habilidades docentes y motivadoras del profesor (Carbonero, Martín-Antón, Román, y Reoyo, 2010), más motivados para el aprendizaje y la enseñanza de las matemáticas.

Particularmente, se ha producido un incremento reciente del interés en las IWB *Interactive White Board* (pizarras electrónicas), las cuales suponen un recurso tecnológico real en los entornos educativos españoles. El Ministerio de Educación está dotando las aulas españolas de Educación Primaria y Secundaria con pizarras electrónicas, con el objetivo de mejorar la interactividad y el aprendizaje. Las áreas científicas, y en particular las matemáticas, son una de las materias en las que el aprendizaje a través de entornos informatizados tiene mayor aplicabilidad. Aunque aún no hay resultados concluyentes acerca de sus virtudes (p.e., Higgins, Beauchamp, y

Miller, 2007; Jacobson, 2008, Miller, Glover, y Averis, 2005), su aplicabilidad en el área de las matemáticas resulta prometedora. Sin embargo, apenas se dispone de contenidos matemáticos en formato digital, y aunque algunos proyectos y editoriales han comenzado con esta labor (Del Moral y Villalustre, 2010), aún son muy escasos los materiales diseñados para este propósito dentro del ámbito nacional. Desde aquí, se abre una prospección de trabajo futura que parte del diseño de una aplicación hipertexto para enseñar contenidos de matemáticas utilizando IWB, Hypatia (Fernández, Suárez, Fernández-Cueli, y González-Pienda, 2011). A través de esta herramienta, además de un mejor aprovechamiento escolar en la disciplina de matemáticas, se persigue optimizar los procesos motivacionales y autorregulatorios de los alumnos, ya que los datos de los que se dispone sobre la potencial eficacia de los medios tecnológicos evidencian que el aprendizaje óptimo ocurre cuando los estudiantes autorregulan su aprendizaje (Azevedo y Strain 2011; Roblyer, 2006; Cerezo et al., 2010; Núñez et al. 2011).

### **Agradecimientos**

Los resultados provienen de un Proyecto de Investigación (EDU2010-19798) financiado con fondos del Ministerio de Ciencia e Innovación (MICINN).

### **Referencias**

- Azevedo, R., y Strain, A. C. (2011). Integrating cognitive, metacognitive, and affective regulatory processes with MetaTutor. En Rafael A. Calvo y Sidney K. D'Mello (Eds.), *Explorations in the Learning Sciences, Instructional Systems and Performance Technologies* (pp. 141-154). Nueva York: Academic Press.
- Bishop, A. (2000). Enseñanza de las matemáticas: ¿Cómo beneficiar a todos los alumnos? En N. Gorgorió, A. Deulofeu y A. Bishop (Coords.), *Matemáticas y educación* (pp. 35-56). Barcelona: Graó.
- Brandell, G., y Staberg, E.M. (2008). Mathematics: A female, male or gender-neutral domain? A study of attitudes among students at secondary level. *Gender and Education*, 20, 495-509.
- Carbonero, M. A., Martín-Antón, L. J., Román, J. M., y Reoyo, N. (2010). Efecto de un programa de entrenamiento al profesorado en la motivación, clima de aula y estrategias de aprendizaje de su alumnado. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 1, 117-138.

- Carrell, S. E., Page, E., y West, J. E. (2009). Sex and science: How professor gender perpetuates the gender gap. *The Quarterly Journal of Economics*, *125*, 1101-1114.
- Cerezo, R., Núñez, J. C., Rosário, P., Valle, A., Rodríguez, S., y Bernardo, A. B. (2010). New media for the promotion of self-regulated learning in higher education. *Psicothema*, *22*, 306-315.
- Cvencek, D., Meltzoff, A. N., y Greenwald, A. G. (2011). Math-gender stereotypes in elementary school children. *Child Development*, *00*, 1-14.
- Dee, T. S. (2007). Teachers and the gender gaps in student achievement. *Journal of Human Resources*, *42*, 528-554.
- Del Moral, M. E., y Villalustre, L. (2010). Formación del profesor 2.0. Desarrollo de competencias tecnológicas para la escuela 2.0. *Magister*, *23*, 59-69.
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., y Linn, M. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *136*, 103-127.
- Ercikan, K., McCreith, T., y Lapointe, V. (2005). Factors associated with mathematics achievement and participation in advanced mathematics courses: An examination of gender differences from an international perspective. *School Science and Mathematics*, *105*, 5-14.
- Fennema, E., y Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematics Education*, *7*, 324-326.
- Fennema, E., y Sherman, J. A. (1977). Sex-related differences in mathematics achievement, spatial visualization, and affective factors. *American Educational Research Journal*, *14*, 51-71.
- Fennema, E., y Sherman, J. A. (1978). Sex-related differences in mathematics achievement and related factors: A further study. *Journal for Research in Mathematics Education*, *9*, 189-203
- Fernández, E., Suárez, N., Fernández-Cueli, M., y González-Pienda, J. A. (2011, Septiembre). *Aprendizaje autorregulado en el área de las matemáticas: Una herramienta hipermedia para educación primaria*. Comunicación presentada en el II Congreso Iberoamericano de Psicología y Salud, Pontevedra, España.

- Forgasz, H. J. (2000, Diciembre). *The gender-stereotyping of mathematics: Pre-service teachers' views*. Comunicación presentada en la Annual Conference of the Australian Association for Research in Education, Sydney.
- Frenzel, A. C., Pekrun, R., y Goetz, T. (2007). Girls and mathematics- A “hopeless” issue? A control-value approach to gender differences in emotions towards mathematics. *European Journal of Psychology of Education*, 22, 497-514.
- Fullarton, S. (1993). *Confidence in mathematics: The effects of gender*. Geelong, Australia: Deakin University Press.
- Hanna, G. (2003). Reaching gender equity in mathematics education. *The Educational Forum*, 67, 204-214.
- Higgins, S., Beauchamp, G., y Miller, D. (2007). Reviewing the literature on interactive whiteboards, *Learning, Media and Technology*, 32, 213-225.
- Jacobson, M. J. (2008). A design framework for educational hypermedia systems: Theory, research and learning emerging scientific conceptual structures. *Educational Technology Research y Development*, 56, 5-28.
- Kloosterman, P., Tassell, J. H., Ponniah, A. G., y Essex, N. K. (2001). Mathematics as a Gendered Domain in the United States. *The American Educational Research Association*, 13, 1-15.
- Leder, G. C. (1992). Mathematics and gender: Changing perspectives. En D. A. Grouws (Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning: A Project of the national council of teachers of mathematics* (pp. 597-622). Nueva York: MacMillan.
- Miller, D., Glover, D., y Averis, D. (2005). Presentation and pedagogy: The effective use of interactive whiteboards in mathematics lessons. En D. Hewitt y A. Noyes (Eds), *Proceedings of the sixth British Congress of Mathematics Education* (pp. 105-112). University of Warwick, Coventry, Inglaterra. Recuperado de [www.bsrlm.org.uk](http://www.bsrlm.org.uk)
- Niederle, M., y Vesterlund, L. (2009). Explaining the gender gap in math test scores: The role of competition. *The Journal of Economic Perspectives*, 24, 129-144.
- Núñez, J. C., Cerezo, R., González-Pianda, J. A., Rosário, P., Valle, A., Fernández, E., y Suárez, N. (2011). Implementation of training programs in self-regulated learning strategies in Moodle format: Results of a experience in higher education. *Psicothema*, 23, 274-281.

- Preckel, F., Goetz, T., Pekrun, R., y Kleine, M. (2008). Gender differences in gifted and average-ability students: Comparing girls' and boys' achievement, self-concept, interest, and motivation in mathematics. *Gifted Child Quarterly*, 52, 146-59.
- Roblyer, M. D. (2006). *Integrating educational technology into teaching* (4ª ed.) Upper Saddle River, NJ: Merrill/Prentice Hall.
- Schmader, T., Johns, M., y Barquissau, M. (2004). The costs of accepting gender differences: The role of stereotype endorsement in women's experience in the math domain. *Sex Roles: A Journal of Research*, 50, 835-850.
- Thomas, J. P. (2000). Influences on mathematics learning and attitudes among African American high school students. *The Journal of Negro Education*, 69, 165-183.
- Willis, S. (1995). Gender justice and the mathematics curriculum: Four perspectives. En L. Parker, L. Rennie, y B. Fraser (Eds.), *Gender, science and mathematics: Shortening the shadow* (pp. 41-51). Dordrecht: Kluwer.

## **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