

DESEMPEÑO DE VARONES Y MUJERES EN RELACIÓN CON EL RAZONAMIENTO VISUOESPACIAL. INFLUENCIA DE LA VELOCIDAD DE RESPUESTA, LA EDUCACIÓN Y LA PRESENCIA DE ROTACIÓN EN LOS ÍTEMS

PERFORMANCE OF MEN AND WOMEN WITH REFERENCE TO VISUAL-SPATIAL REASONING. RESPONSE LATENCY, EDUCATION AND THE PRESENCE OF ROTATION INFLUENCES IN THE ITEMS

G. DIEGO BLUM,¹ SOFÍA AUNÉ Y HORACIO F. ATTORRESI
Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina

Citación: Blum, G. D., Auné, S. y Attorresi, H. F. (2015). Desempeño de varones y mujeres en relación con el razonamiento visuoespacial. Influencia de la velocidad de respuesta, la educación y la presencia de rotación en los ítems. *Revista Mexicana de Psicología*, 32(1), 16-26.

Resumen: En este estudio se puso a prueba la hipótesis sobre las diferencias de género en el rendimiento frente a pruebas de habilidad visuoespacial y se detalló el análisis de posibles factores intervinientes, como la velocidad de respuesta, la presencia de la regla de rotación en los ítems y la educación secundaria. Se utilizó un test de analogías figurales previamente calibrado y modelado con la teoría clásica de los tests y la teoría de respuesta al ítem. Se tomaron dos muestras con 475 protocolos depurados de estudiantes de psicología y 1,129 de estudiantes de carreras artísticas y de diseño. Sus medias de edad fueron respectivamente 21.87 y 21.32. Las mujeres ocuparon 80% de la primera muestra y 53% de la segunda, aproximadamente. A nivel general, los varones obtuvieron puntajes medios significativamente mayores que los de las mujeres, pero el tamaño del efecto varió de acuerdo con los factores intervinientes.

Palabras clave: discrepancia, comparación, sexo, aptitud, inteligencia, abstracto.

Abstract: This study tests the hypothesis about gender differences in performance concerning visual-spatial skill. It also describes the analysis of possible interfering factors such as response speed, the presence of the rotation rule in the items, and secondary education. A Test of Figural Analogies was used, which had been previously calibrated and modelled via Classical Test Theory and Item Response Theory. Two purified samples were taken, one containing 475 Psychology students, and the other containing 1,129 students of artistic and design careers. Their age means were respectively 21.87 and 21.32. Women accounted for 80% of the first sample and approximately 53% of the second sample. Generally speaking, men outperformed women, but effect size varies due to the interfering factors.

Keywords: discrepancy, comparison, sex, aptitude, intelligence, abstract.

El razonamiento por analogía es un proceso mental caracterizado por atribuir a entidades nuevas una serie de propiedades que provienen de otras entidades similares y mejor conocidas (p.ej., Ceacero y González, 1998; Sternberg, 1977). Ha sido descrito por numerosos autores como un componente esencial de la inteligencia (Allen y Butler, 1996; Resnick y Glaser, 1976; Sternberg, 1987), así como

un fenómeno imprescindible para el desarrollo y la maduración cognitiva (Nelson y Gillespie, 1991). Puede concebirse también como una necesidad de completamiento, similar a lo que se conoce como "Ley de cierre" en la teoría de la Gestalt (Hartmann, 1935; Wertheimer, 1959).

La operacionalización del razonamiento por analogía mediante pruebas psicológicas requiere comprender las

¹ Dirigir correspondencia a: G. Diego Blum. Anchorena 1.169 3° B (1425), CABA, Buenos Aires. Correo electrónico: blumworx@gmail.com

características inherentes al tipo de analogía que se desea medir. Algunos de estos tipos son las analogías verbales, las pictóricas, las matemáticas y las figurales. Para resolver analogías figurales, es imprescindible el manejo de relaciones visuales y espaciales (Nelson y Gillespie, 1991). De hecho, las tareas de analogía visual son sólo un ejemplo entre las diversas formas de evaluación de la inteligencia espacial, y ésta a su vez se manifiesta en ámbitos muy variados de establecimiento de comparaciones (Gardner, 1987). De las analogías figurales, así como de pruebas que miden constructos similares, se realizaron estudios profusos dentro del campo de la psicometría (Brown, Sherbenou y Johnsen, 2000; Cattell y Cattell, 1973; Nelson y Gillespie, 1991; Raven, Raven y Court, 1991). En Argentina, estos estudios incluyeron la medición del razonamiento por analogía y su modelado psicométrico con la teoría clásica de los tests y la teoría de respuesta al ítem (Blum, Abal, Galibert y Attorresi, 2011; Blum, Abal, Lozzia, Picón y Attorresi, 2011; Blum, Galibert, Abal, Lozzia y Attorresi, 2011; Blum, Lozzia, Abal y Attorresi, en prensa).

Numerosas investigaciones demuestran diferencias significativas basadas en el género cuando se evalúa el razonamiento espacial y el verbal. De acuerdo con las mismas, las pruebas de habilidad verbal favorecen generalmente a las mujeres mientras que las de habilidad visuoespacial tienden a favorecer a los hombres (Cazzato, Basso, Cutini y Bisiacchi, 2010; Halpern y Collaer, 2005; Halpern y LaMay, 2000; Hegarty, Keehner, Khooshabeh y Montello, 2009; MacCoby y Jacklin, 1974; Németh y Hoffmann, 2006). El mejor desempeño masculino frente a pruebas visuoespaciales puede apreciarse ante diferentes tipos de tests, habiendo o no un tiempo límite de concreción de la tarea (p.ej., Delgado y Prieto, 1996; Geiser, Lehmann y Eid, 2006). En particular, Vecchi y Girelli (1998) informaron que el mejor rendimiento de los varones frente a las matrices visuoespaciales se volvía evidente cuanto mayores eran los requerimientos para procesar las vías de resolución de las mismas. Las diferencias más notorias de rendimiento en tareas visuoespaciales se dieron frente a ejercicios que demandan rotar mentalmente las figuras, en los que los varones se vieron ampliamente favorecidos (Deregowsky, Shepherd y Slaven, 1997; Geary y DeSoto, 2001; Levine y Stern, 2002; Quaiser-Pohl, Geiser y Lehmann, 2006; Silverman, Choi y Peters, 2007; Stumpf y Eliot, 1995).

Hay estudios que demuestran que estas discrepancias se deben a diferencias en la arquitectura y funcionalidad del cerebro, más precisamente en las áreas de activación cerebral de las diversas habilidades cognitivas, así como debi-

do a factores evolutivos y socioculturales (Gil-Verona et al., 2003; Joseph, 2000; Parra et al., 2009; Weiss et al., 2003). Incluso se realizaron estudios de psicología comparada para corroborar estos hallazgos. Por ejemplo, en un trabajo de Murphy, Waldmann y Arkins (2004), los equinos macho completaron significativamente más tests visuoespaciales que las hembras y poseyeron un menor número de errores, lo que tal vez otorga un respaldo biológico a tales diferencias en el desempeño.

Según todas estas evidencias, sería esperable que los varones se vean favorecidos frente a pruebas que midan la habilidad de razonar analógicamente con relaciones visuoespaciales. Sin embargo, las posturas sobre este tema están divididas entre quienes encontraron los resultados anteriores y aquellos que atribuyen tales diferencias a otros factores. Por ejemplo, Vázquez y Noriega (2011) informaron que el rendimiento de los varones en tareas visuoespaciales es mayor que el de las mujeres cuando ambos sexos provienen de escuelas medias, mientras que no hay diferencias cuando provienen de colegios técnicos. Esto sugiere que el entrenamiento influye en el rendimiento de las mujeres. En las investigaciones de Goldstein, Haldane y Mitchell (1990), los varones se desempeñaron significativamente mejor que las mujeres al comparar los puntajes brutos en el Test de Rotación Mental (Mental Rotations Test, MRT; Vandenberg y Kuse, 1978), considerando que éste fue administrado con tiempo límite, pero no se encontraron diferencias luego de dividir cada puntaje total sobre la cantidad de ítems que los individuos efectivamente intentaron responder (es decir, exceptuando los no respondidos). Por el contrario, tal como demostraron algunos estudios ya citados (Delgado y Prieto, 1996; Geiser et al., 2006), los varones rindieron mejor en pruebas de habilidad visuoespacial como el MRT administradas con tiempo límite, independientemente de si en el análisis de datos se relativizaban o no los puntajes totales sobre la cantidad de respuestas dadas, aunque en los estudios de Geiser et al. el tamaño del efecto resultó menor al relativizar los mismos.

Goldstein et al. (1990) tampoco encontraron diferencias de género en un segundo estudio, ya fuera analizando los puntajes brutos de individuos a quienes no se asignó un tiempo límite de concreción del MRT, o analizando los cocientes de individuos que lo desarrollaron con tiempo límite. Consistentemente, Robert y Chevrier (2003) encontraron una cantidad similar de respuestas correctas en ambos géneros cuando el tiempo límite estaba ausente al administrar el MRT, a pesar de que los varones resolvieron más rápido los ítems que las mujeres. Loring-Meier y Halpern (1999) obtuvieron resultados muy similares a estos

últimos, ya que los varones respondieron más rápido frente a tareas (no todas ellas ligadas a la rotación mental) que demandaban el uso de la memoria de trabajo visuoespacial, mientras que la diferencia en el número de aciertos era inexistente.

Muchos de los precursores de esta segunda postura, la cual atribuye tales diferencias de rendimiento a factores distintos respecto de la inteligencia visuoespacial, coinciden en que las mujeres tienen, en general, un ritmo de respuesta más lento, y además, ellas suelen ser más reacias a adivinar la respuesta frente a aquellos ítems que les son difíciles. Como consecuencia, dejan más ítems en blanco que los varones, lo cual indica que las diferencias intergénero se ven influidas fuertemente tanto por la confianza sobre el propio rendimiento como por la presencia del tiempo límite (Goldstein et al., 1990).

En conclusión, sería esperable una diferencia a favor del sexo masculino frente a pruebas visuoespaciales como las de analogías figurales, sobre todo cuando los ítems involucran rotaciones mentales; pero para demostrar esta cuestión es necesario analizar también la intervención de factores contaminantes como el tiempo límite, la naturaleza del análisis de los puntajes totales y la educación escolar. El presente artículo propuso demostrar que, frente a un test de analogías figurales (TAF), tales diferencias intergénero existen a pesar de todos los factores nombrados.

MÉTODO

Participantes

Se tomaron dos muestras para este estudio. La primera consistió en 475 individuos depurados, quienes se encontraban cursando el primer año de la carrera de psicología en la Universidad de Buenos Aires (UBA), sin contar el primer año común de la UBA, denominado Ciclo básico común (CBC), en el año 2010. La segunda muestra consistió en 1,129 individuos depurados, quienes cursaban distintos años de carreras de la Facultad de Arquitectura, Diseño y Urbanismo de la UBA y del Instituto Universitario Nacional del Arte (IUNA), en el año 2011. En cuanto a la primera muestra, la edad se distribuyó con una media de 21.87, una mediana de 20 y una desviación estándar de 5.30, con alrededor de 80% de mujeres. En cuanto a la segunda muestra, la edad se distribuyó con una media de 21.32, una mediana de 20 y una desviación estándar de 5.04, con alrededor de 53% de mujeres. Aproximadamente 68% de los integrantes de la segunda muestra cursaba el CBC, otro

5% cursaba el primer año del IUNA y el porcentaje restante cursaba diferentes años de la carrera de arquitectura en la UBA. Esta investigación se apejó a los principios éticos universales que rigen la conducción de investigaciones en psicología, incluido el resguardo de la confidencialidad y el consentimiento de los participantes.

Instrumentos

A cada muestra se le administró una versión diferente de un TAF de 36 ítems (Blum, Galibert et al., 2011). Cada ítem consiste en una matriz de 2x2 del estilo A:B:C:, más seis opciones de respuesta dicotómica, es decir, con una opción correcta y las demás incorrectas. Contiene una consigna destinada a facilitar la resolución de los ítems por medio del razonamiento analógico, más tres ítems ejemplares. Según los resultados de Blum et al. (en prensa), ambas versiones del TAF poseen índices de confiabilidad alfa de Cronbach por encima de .90, y todas las correlaciones ítem-total corregidas puntúan por encima de .30. Además, presentan ajustes globales al Modelo logístico de tres parámetros (ML3P), cuyos estadísticos χ^2 son, respectivamente, 276.8 ($p = .47$) y 308.6 ($p = .25$). Se corroboró la unidimensionalidad del test en ambos estudios. Se estimaron los parámetros de tres matrices de datos con el ML3P, a saber, la matriz con los 475 protocolos de estudiantes de psicología (a esta matriz se la conocerá de aquí en más con el nombre PSICO), aquella con los 1,129 protocolos de estudiantes de la segunda muestra (se la conocerá como ARTE) y la matriz con 1,604 casos, que resulta de unir las dos matrices de datos mencionadas considerando sólo los 21 ítems no modificados a lo largo de ambas versiones del test (se la conocerá como MIXTO). A rasgos generales, las dificultades fueron medias ($\bar{b}_{\text{PSICO}} = -0.03$, $\bar{b}_{\text{ARTE}} = -0.09$, $\bar{b}_{\text{MIXTO}} = -0.06$), las discriminaciones elevadas ($\bar{a}_{\text{PSICO}} = 1.02$, $\bar{a}_{\text{ARTE}} = 1.26$, $\bar{a}_{\text{MIXTO}} = 1.17$) y los parámetros de pseudoazar esperables con seis opciones de respuesta ($\bar{c}_{\text{PSICO}} = .14$, $\bar{c}_{\text{ARTE}} = .15$, $\bar{c}_{\text{MIXTO}} = .15$).

Procedimiento

Sobre la base de los datos recolectados, se depuró cada muestra. Si bien la cantidad original de individuos de psicología era 499, se restaron 12 protocolos por presentar puntajes totales bajos ($M = 6.25$, $s = 3.28$) y un tiempo de concreción de la tarea reducido en comparación con los demás protocolos (menos de 22 minutos). Gracias a esto,

la correlación entre el tiempo invertido en la tarea y la cantidad de respuestas correctas disminuyó de .27 a .17, pero el estadístico r continuó siendo significativo al 1%. Esto último indicó que la velocidad fue un factor condicionante del desempeño. También se descartaron nueve protocolos que poseían más de 10 ítems sin responder, y otros tres por no contestar los últimos cinco ítems, lo que sugirió que los individuos no terminaron la tarea a tiempo. Esto se realizó para controlar que el puntaje total no estuviese influido por la cantidad de respuestas sin contestar, lo que brindó la posibilidad de trabajar con los datos en bruto sin la necesidad de relativizarlos sobre la cantidad de ítems efectivamente contestados. De este modo se superaron las dificultades encontradas por Delgado y Prieto (1996), Geiser et al. (2006) y Goldstein et al. (1990), entre otros.

La depuración de la segunda muestra, cuyo tamaño original fue 1,173, siguió criterios muy similares. Se eliminaron cinco protocolos debido a que el puntaje total bajo (7, 3, 7, 6 y 13) se correspondió con un tiempo reducido de concreción de la tarea (menos de 20 minutos). Luego de depurar, la correlación entre el tiempo total y la cantidad de respuestas correctas no resultó significativa al 5%, con lo cual el tiempo no se convirtió en un factor influyente sobre el desempeño. Se eliminaron 30 protocolos por dejar más de cinco ítems sin contestar, seis por mostrar signos de fatiga o habituación, y otros tres porque se demostró que los individuos los contestaron en grupo. De este modo se controló que el puntaje total no estuviese influido por la cantidad de respuestas sin contestar u otros factores.

Se propuso un diseño cuasiexperimental con medidas *ex post facto*, ya que se estudiaron las diferencias de rendimiento (puntaje total) basadas en el género, así como la influencia de las siguientes variables sobre dicha relación funcional: 1. La presencia *vs.* la ausencia de la velocidad como condicionante de las respuestas, ya que, como se explicó, la velocidad condicionó levemente el desempeño de los individuos de psicología, mientras que no pasó lo mismo con los de la segunda muestra; 2. El tipo de educación secundaria; y 3. La presencia *vs.* la ausencia de rotación en los ítems.

Análisis de datos

Para estudiar las diferencias intergénero en el puntaje total se trabajó con el estadístico t de Student o con la Z de la U de Mann Whitney. Se eligió este último cuando el supuesto de homocedasticidad no se cumplía (prueba de

Levene al 1%) o cuando la asimetría de los puntajes totales escapaba al rango -0.50, 0.50. También se estudió el tamaño del efecto con la fórmula utilizada para dos medias independientes (Cohen, 1988), considerando efectos reducidos, medianos y grandes cuando los puntajes rondaban en 0.20, 0.50 y 0.80, respectivamente.

Para estudiar el efecto de interacción sobre el puntaje total tomando como factores al género y a los estudios secundarios, así como al género y a la velocidad de respuesta, se realizaron análisis con ANOVA bifactorial con contraste *post hoc* de Scheffé. En cuanto al factor velocidad, se lo estudió en función de la muestra, ya que en la primera muestra la velocidad condicionó levemente las respuestas mientras que en la segunda no lo hizo. En ciertos casos fue preciso transformar el puntaje total con el fin de obtener una distribución homocedástica al 1% sin desviar demasiado el eje de simetría, cuya correlación de Pearson con la variable original fuera mayor a .90. Con este fin se realizó la transformación a la inversa: $y_i = 1 - [1 / (x_i + 5)]$.

Para analizar el efecto de los estudios secundarios sobre el puntaje total, se calculó un ANOVA de un factor con contraste *post hoc* de Scheffé. Ante el rechazo de la prueba de Levene al 1% o el hecho de contar con una variable dependiente asimétrica, se trabajó con la medida χ^2 de Kruskal-Wallis. Para aquellas situaciones donde el efecto fue significativo, se determinó qué grupo o conjunto de grupos se vio favorecido, teniendo en cuenta sus medias y las agrupaciones de subconjuntos homogéneos. Se calculó el tamaño de cada efecto significativo del ANOVA de uno y de dos factores por medio de η^2 parcial.

Todos los análisis de datos descritos se efectuaron, además, sobre el puntaje total brindado únicamente por los ítems que presentaron relaciones de rotación (Con-R), así como sobre el puntaje brindado por los ítems que no presentaron tales relaciones (Sin-R).

Entre los datos sociodemográficos que se pidió completar, la opción 'Otros' referida a los estudios secundarios fue contestada por una importante cantidad de personas, quienes escribieron estudios no contemplados en el test. Esto generó una variable con más de 25 valores en ambas muestras. Por ello, antes de analizar los estudios secundarios, la primera etapa consistió en reagrupar esta variable, con el fin de que alcanzara un máximo de 12 niveles en cada muestra. En segundo lugar, se estudiaron sólo aquellos valores que poseyeran una cantidad de contestaciones igual o mayor al 6% de la muestra respectiva. Se consideró que los demás valores habían sido respondidos por un número demasiado escaso de personas y que su análisis no resultaría productivo. Los valores u orientaciones del título

secundario que se seleccionaron para este estudio pueden observarse en la Tabla 1.

Por su parte, se consideraron las siguientes modalidades del perfil académico: estudiantes del CBC, estudiantes del 1° año de Arquitectura, estudiantes del 2° año de Arquitectura, estudiantes avanzados de Arquitectura (entre 3° y 5° año), estudiantes del 1° año del IUNA y estudiantes del 1° año de Psicología.

RESULTADOS

Diferencias intergénero

Los resultados revelaron diferencias significativas al 1% a favor de los varones. A continuación se detallan los análisis correspondientes. PSICO: 24.80 vs. 19.53; $t_{(473)} = 5.58$, $p < .001$. ARTE: 23.05 vs. 20.95; $Z = -4.46$, $p < .001$. MIXTO: 13.52 vs. 12.12; $Z = -5.84$, $p < .001$.

Los tamaños del efecto fueron $TE_{PSICO} = 0.64$, $TE_{ARTE} = 0.23$ y $TE_{MIXTO} = 0.26$. La Tabla 2 presenta una distribución de frecuencias según la pertenencia a una determinada matriz de datos (PSICO, ARTE o MIXTO), a un género y a un intervalo del puntaje total. Cada cruce o grupo revela la frecuencia absoluta y la porcentual en relación con el total de individuos de ese género, en la matriz respectiva. Como puede comprobarse, hubo un alto y consistente porcentaje de varones que obtuvo los puntajes totales del intervalo más alto (más del 40% de respondientes en cada matriz). En cambio, la frecuencia porcentual de mujeres en dicho intervalo fue mucho más reducida. De acuerdo con los valores de asimetría que muestra la tabla, la

distribución de frecuencia de respuestas correctas de los varones fue más asimétrica que la de las mujeres, y fue una asimetría negativa.

Si bien podría suponerse que los integrantes de ARTE poseen un mejor dominio de las relaciones visuoespaciales puesto que estudiaron carreras artísticas y de diseño, en las asimetrías se observó una situación llamativa. El TAF resultó más fácil para los estudiantes de psicología varones que para los cursantes del mismo género pertenecientes a carreras artísticas y de diseño, mientras que no sucedió lo mismo con las mujeres. Realizando un estudio comparativo en MIXTO, entre los varones de la primera y de la segunda muestra, se encontró una diferencia significativa al 5% a favor del primer conjunto (14.80 vs. 13.29; $t_{(626)} = 2.43$, $p = .02$; $TE = 0.27$). En cambio, comparando los grupos del género femenino, la diferencia no resultó significativa al mismo nivel ($t_{(971)} = -0.82$, $p = .41$). De manera que las diferencias reales se presentaron en el primer par mencionado.

Luego se volvieron a realizar todos los estudios descriptos, esta vez considerando dos subpuntajes totales: aquel que resultó únicamente de los ítems que involucraron la regla de rotación en la analogía (Con-R) y aquel que se obtuvo de los ítems que no la involucraron (Sin-R). Considerando estas dos condiciones, los contrastes sobre medias independientes según el género, para cada matriz de datos, brindaron resultados consistentes con los ya enunciados. La Tabla 3 muestra esta información.

Por otro lado, cuando se trabajó con los ítems con rotación, no hubo diferencias significativas al 5% entre los varones provenientes de ambas muestras en MIXTO, ni entre las mujeres de dichos grupos. Pero en el caso de los

Tabla 1. *Valores u orientaciones del título secundario seleccionados*

| PSICO | ARTE |
|---|--|
| 1. Orientación general (bachiller común). | 1. Orientación general (bachiller común). |
| 2. Orientado a economía, perito mercantil o administración. | 2. Orientado a economía, perito mercantil o administración. |
| 3. Orientado a ciencias naturales. | 3. Orientado a ciencias naturales. |
| 4. Orientado a ciencias sociales o afines. | 4. Orientado a ciencias sociales o afines. |
| | 5. Orientado al arte y diseño, ya sea construcciones, maestro mayor de obras, diseño industrial, técnico gráfico o comunicación multimedial. |

Notas: PSICO = matriz con los datos de los estudiantes de psicología; ARTE = matriz con los datos de los estudiantes de carreras artísticas y de diseño.

Tabla 2. *Distribución de frecuencias absolutas y porcentuales según el intervalo del puntaje total, la matriz de datos y el género*

| Total | Masc _{PSICO} | Fem _{PSICO} | Masc _{ARTE} | Fem _{ARTE} | Total | Masc _{MIXTO} | Fem _{MIXTO} |
|-------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------|-----------------------|----------------------|
| 0-9 | 7 (7.3%) | 43 (11.3%) | 63 (11.8%) | 72 (12.1%) | 0-5 | 77 (12.3%) | 133 (13.7%) |
| 10-18 | 15 (15.6%) | 134 (35.4%) | 111 (20.9%) | 160 (26.9%) | 6-10 | 111 (17.7%) | 229 (23.5%) |
| 19-27 | 27 (28.1%) | 121 (31.9%) | 120 (22.6%) | 196 (33%) | 11-15 | 142 (22.6%) | 303 (31.1%) |
| 28-36 | 47 (49%) | 81 (21.4%) | 238 (44.7%) | 166 (27.9%) | 16-21 | 298 (47.5%) | 308 (31.7%) |
| Asim. | -0.79 | 0.02 | -0.51 | -0.22 | Asim. | -0.59 | -0.27 |

Notas: Masc_{PSICO} = matriz con los datos de los varones estudiantes de psicología; Fem_{PSICO} = matriz con los datos de las mujeres estudiantes de psicología; Masc_{ARTE} = matriz con los datos de los varones estudiantes de carreras artísticas y de diseño; Fem_{ARTE} = matriz con los datos de las mujeres estudiantes de carreras artísticas y de diseño; Masc_{MIXTO} = matriz con los datos de los varones en los 21 ítems no modificados a lo largo de ambas versiones del test; Fem_{MIXTO} = matriz con los datos de las mujeres en los 21 ítems no modificados a lo largo de ambas versiones del test; Asim. = asimetría.

Tabla 3. *Contrastes de hipótesis de las diferencias intergénero sobre puntajes totales Con-R y Sin-R, y sus tamaños del efecto*

| Total | PSICO | ARTE | MIXTO |
|-------|---|--|--|
| Con-R | 6.42 vs. 4.60. $t_{(473)} = 5.8$, $p < .001$. $TE = 0.67$ | 6.35 vs. 5.58. $Z = -4.69$, $p < .001$. $TE = 0.26$ | 2.53 vs. 2.20. $t_{(1599)} = 4.59$, $p < .001$. $TE = 0.24$ |
| Sin-R | 18.39 vs. 14.93. $t_{(473)} = 5.11$, $p < .001$. $TE = 0.68$ | 16.70 vs. 15.37. $Z = -4.10$, $p < .001$. $TE = 0.20$ | 10.99 vs. 9.92. $Z = -5.71$, $p < .001$. $TE = 0.25$ |

Notas: PSICO = matriz con los datos de los estudiantes de Psicología; ARTE = matriz con los datos de los estudiantes de carreras artísticas y de diseño; MIXTO = matriz con los datos de todos los estudiantes en los 21 ítems no modificados a lo largo de ambas versiones del test; TE = tamaño del efecto.

ítems sin rotación, el contraste entre los varones de ambos conjuntos resultó significativo y favoreció al grupo de psicología (12.06 vs. 10.80; $t_{(626)} = 2.56$, $p = .01$; $TE = 0.28$).

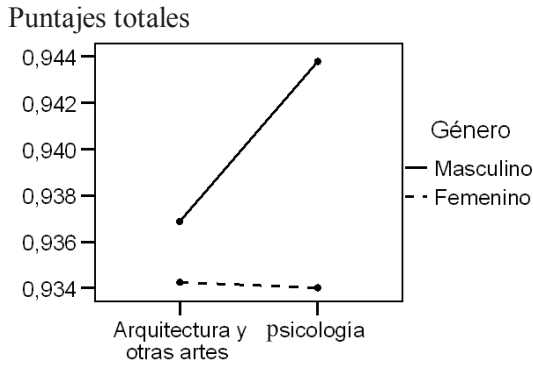
Interacción entre el género y la velocidad de respuesta

Se estudió, en la matriz MIXTO, la interacción entre el género y la muestra (primera y segunda muestra) utilizando ANOVA bifactorial. Se trabajó con la variable dependiente transformada, cuya correlación de Pearson con la variable dependiente original fue muy elevada (.92, $p < .001$), aunque corrió con la desventaja de una asimetría de -1.85, siendo la original de -0.37. La interacción fue significativa al 5% ($F_{(1, 1597)} = 4.04$, $p = .04$; $\eta^2 = .003$). El efecto principal del género también resultó significativo ($F_{(1, 1597)} =$

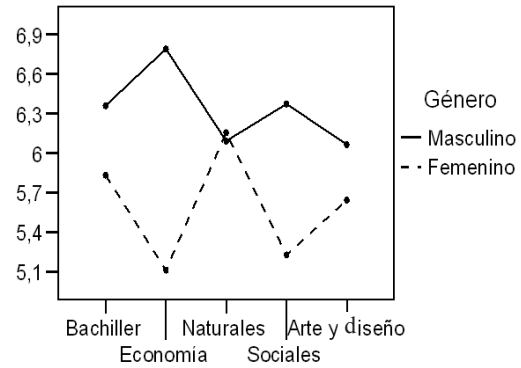
12.14, $p = .001$; $\eta^2 = .008$); no así el efecto principal de la muestra ($F_{(1, 1597)} = 3.52$, $p = .06$). La interacción asimismo se corroboró graficando los efectos simples, tal como se ve en la primera gráfica de la columna izquierda de la Figura 1, ya que las líneas que representan dichos efectos no son paralelas. La gráfica reveló los efectos sobre la versión transformada de la variable dependiente. En ella se comprobó lo ya explicado, a saber, que los varones de psicología superaron a los varones de las carreras artísticas y que el rendimiento de las mujeres fue prácticamente el mismo a través de las diferentes muestras. Puede apreciarse también que, sin importar la muestra, los varones rindieron mejor que las mujeres.

Tanto al trabajar con los ítems con rotación como con los que no la poseyeron, se encontró una interacción significativa entre el género y la muestra al 5% luego de trans-

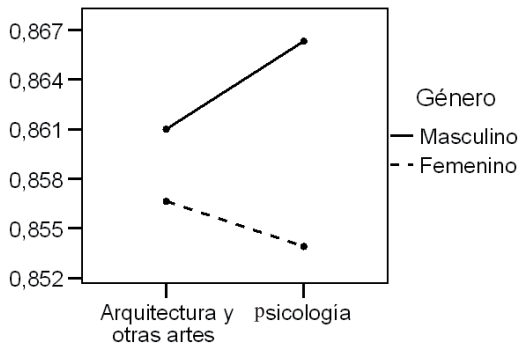
Puntajes transformados de la VD en la tercera matriz de datos.



Puntajes de la VD sin transformar con ítems +R en la segunda matriz de datos.



Puntajes con ítems +R.



Puntajes con ítems -R.

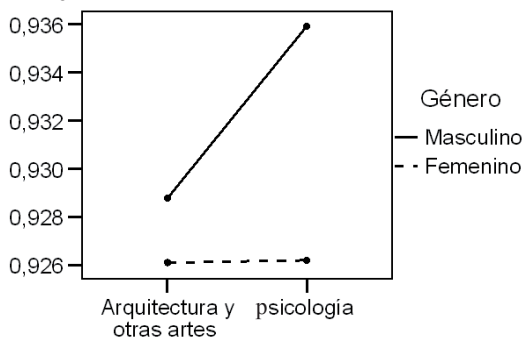


Figura 1. Gráficas de las interacciones.

formar, en cada caso, la variable dependiente. Los puntajes totales transformados brindaron varianzas homogéneas al 1%, sus respectivas asimetrías fueron -0.72 y -1.78 y sus respectivas correlaciones con la variable sin transformar fueron de .99 y .93. Cuando se consideraron los ítems con rotación, el efecto principal del género fue significativo al 5%, mientras que en el otro caso tanto el género como la muestra generaron efectos principales significativos al mismo nivel. Las gráficas correspondientes a estas interacciones son la segunda y tercera de la columna izquierda (Figura 1). La Tabla 4 detalla los estadísticos de contraste y las probabilidades asociadas en cuanto a estas interacciones.

Interacción entre el género y los factores: estudios secundarios y perfil académico

No hubo interacciones entre el género y los estudios secundarios en ninguna matriz de datos con respecto del puntaje total. Pero esta interacción fue significativa al 10% en la segunda muestra al tomar el puntaje basado en los ítems con rotación sin transformar ($F_{(4, 917)} = 19.71, p = .052; \eta^2 = .010$). Ni el análisis de Scheffé ni el Tukey-b brindaron resultados significativos. Dicha interacción corresponde a la gráfica derecha de la Figura 1. En la misma puede apreciarse un mejor desempeño masculino a lo largo de los niveles, excepto para los individuos orientados a las ciencias naturales, ya que en este caso el rendimiento fue muy similar entre varones y mujeres. No hubo efectos de interacción entre el género y el perfil académico, ya fuera

Tabla 4. *Contrastes de hipótesis de los efectos de interacción sobre puntajes totales Con-R y Sin-R, y sus tamaños del efecto*

| Total | Interacción: Género × Muestra | Efecto principal: Género | Efecto principal: Muestra |
|-------|---|--|--|
| Con-R | $F_{(1, 1597)} = 4.44, p = .035$ $\eta^2 = .003$ | $F_{(1, 1597)} = 19.31, p < .001$ $\eta^2 = .012$ | $F_{(1, 1597)} = 0.463, p = .50$ No significativo |
| Sin-R | $F_{(1, 1597)} = 3.93, p = .042$ $\eta^2 = .002$ | $F_{(1, 1597)} = 12.14, p < .01$ $\eta^2 = .008$ | $F_{(1, 1597)} = 4.14, p = .048$ $\eta^2 = .002$ |

considerando el puntaje total, sólo los ítems con rotación o sólo los ítems sin rotación.

Estudios que no involucran al género

Hubo efectos aislados tanto de los estudios secundarios como del perfil académico sobre el puntaje total. A continuación se describen los mismos.

Se desarrolló un ANOVA de un factor con contraste *post hoc* de Scheffé en cada una de las muestras, tomando como variable independiente los estudios secundarios. En PSICO hubo una diferencia significativa al 1% ($F_{(3, 390)} = 5.54, p < .01; \eta^2 = .04$) entre el grupo de individuos con orientación social y los grupos con orientación a las ciencias económicas y con bachiller común ($M_{\text{Soc.}} = 18.28$ vs. $M_{\text{Eco.}} = 21.90, M_{\text{Bac.}} = 21.99$), que favoreció a los dos últimos grupos mencionados. El grupo con orientación a las ciencias naturales no observó diferencias respecto de los otros grupos. En ARTE, si bien el ANOVA no resultó significativo ($F_{(4, 923)} = 1.30, p = .27$), al tomar sólo dos grupos se encontró una diferencia al 5% entre los estudiantes con orientación a las ciencias naturales y aquellos con orientación a las ciencias sociales y afines ($M_{\text{Nat.}} = 22.92$ vs. $M_{\text{Soc.}} = 20.65; t_{(276)} = 1.99, p = .048; TE = 0.25$). Estos hallazgos tal vez dan cuenta de que los estudios con orientación social desarrollan en menor grado el razonamiento analógico aplicado a los problemas visuoespaciales, lo cual es razonable.

Se estudiaron las diferencias en el rendimiento según el perfil académico. Comparando la cantidad de respuestas correctas en MIXTO, se determinó la existencia de diferencias significativas al 5% analizando con Kruskal-Wallis ($\chi^2_{(5)} = 14.33, p = .01$) entre los estudiantes avanzados de arquitectura (aquellos que cursaban el tercer, cuarto o

quinto año sin contar el CBC) y los siguientes grupos: estudiantes del 1º año del IUNA, estudiantes del CBC, estudiantes de psicología y estudiantes de 2º año de arquitectura sin contar el CBC ($M_{3^{\circ}-5^{\circ}\text{Arqui.}} = 15.76$ vs. $M_{\text{IUNA}} = 12.23, M_{\text{CBC}} = 12.50, M_{\text{Psic.}} = 12.53, M_{2^{\circ}\text{Arqui.}} = 12.81$), lo cual reveló que el rendimiento fue mejor en el primer grupo nombrado, como sería predecible. El grupo de estudiantes del 1º año de arquitectura no observó diferencias respecto de los demás grupos.

Al comparar las diferencias según el perfil académico en ARTE, se encontraron rendimientos significativamente distintos al 5% analizando con ANOVA ($F_{(4, 1118)} = 3.36, p = .01; \eta^2 = .01$), que favorecieron a los estudiantes avanzados de arquitectura frente a los estudiantes del CBC y los del IUNA ($M_{3^{\circ}-5^{\circ}\text{Arqui.}} = 26.79$ vs. $M_{\text{CBC}} = 21.48, M_{\text{IUNA}} = 21.13$), mientras que no se observaron diferencias para los grupos de 1º y 2º año de arquitectura. A pesar de que estos resultados y los anteriores parecen corroborar un rendimiento más eficiente por parte de los estudiantes avanzados de arquitectura, la cantidad de individuos de dicho nivel académico fue de sólo 29, lo cual puede estar afectando la representatividad de los resultados.

DISCUSIÓN

En este estudio se presentaron dos posturas en cuanto al estudio de las diferencias intergénero en el razonamiento visuoespacial. La primera postura señala que tal discrepancia existe y que favorece a los varones, sobre todo frente a tareas de rotación mental; mientras que la segunda postura atribuye dichas diferencias a variables como la presencia del tiempo límite, la educación secundaria y el tratamiento que se le da a los ítems no contestados durante el análisis de datos. Respecto de esta última variable, se controló que

el puntaje total no estuviese influido por la cantidad de respuestas sin contestar, lo que permitió trabajar con los puntajes directos sin la necesidad de relativizarlos sobre la cantidad de ítems que se intentó responder.

Con respecto de la velocidad, se comprobó que hay diferencias a favor de los varones en ambas muestras, teniendo en cuenta que en la segunda muestra la velocidad no condicionó las respuestas, mientras que en la primera muestra hubo un condicionamiento leve de las mismas. Aquí hay respaldo a favor de la primera postura mencionada, ya que los varones se desempeñan mejor que las mujeres independientemente de la existencia de un tiempo límite en la concreción de la tarea (p.ej., Delgado y Prieto, 1996; Geiser et al., 2006). Sin embargo, es necesario considerar que frente a la segunda muestra el tamaño del efecto es reducido, mientras que frente a la primera dicho tamaño es medio-alto. Se observa esto mismo en las gráficas de la interacción entre el género y la muestra, ya que la distancia entre las medias de varones y mujeres es más amplia en la primera muestra. Este comportamiento posee similitudes con la segunda postura, ya que las diferencias en el rendimiento se reducen abruptamente cuando la velocidad no condiciona las respuestas. En este sentido debe recordarse que si bien Goldstein et al. (1990) encontraron diferencias a favor de los varones al analizar los puntajes brutos del MRT administrado con tiempo límite, las diferencias no resultaron significativas frente a una segunda toma en la que se analizaron los puntajes brutos del MRT administrado sin tiempo límite. La ausencia de diferencias cuando el tiempo límite no está presente fue también corroborada por Robert y Chevrier (2003).

Respecto de la rotación, cuando los análisis se realizan únicamente sobre los ítems que incluyen algún tipo de rotación mental como vía de resolución del ítem, se confirman las mismas diferencias a favor de los varones. Pasa algo similar cuando los análisis se realizan sobre los ítems que no incluyen rotación. Sin embargo, en la matriz ARTE, la diferencia a favor de los varones es levemente mayor cuando el análisis de datos se realiza sobre los ítems con rotación, a diferencia del análisis con los ítems sin rotación, ya que los respectivos tamaños del efecto son 0.26 y 0.20. En MIXTO sucede esto mismo cuando se realizan análisis con ANOVA bifactorial, al comparar los efectos principales que provoca el género considerando sólo los ítems con rotación *vs.* tal efecto cuando se estudian los ítems sin rotación, ya que los tamaños de estos dos efectos son respectivamente $\eta^2 = .012$ y $\eta^2 = .008$. Esto supone una tendencia a la acentuación de las diferencias cuando la rotación mental está presente, cuestión que parece respaldar la primera postura

nombrada. Siguiendo con esta línea teórica, las diferencias más notorias a favor de los varones se dan frente a ejercicios de rotación mental, tal como expresaron Deregowsky et al. (1997), Geary y DeSoto (2001), Levine y Stern (2002), entre otros autores citados en la introducción.

Por otra parte, sólo cuando se realizan análisis con los ítems con rotación se encuentra una interacción significativa al 10% entre estudios secundarios y el género. Según los resultados, el desempeño masculino es superior en todas las orientaciones de educación secundaria consideradas, excepto para los individuos orientados a las ciencias naturales, ya que en este caso el rendimiento es el mismo. Esto quiere decir que algún contenido ligado a dicha orientación permitió nivelar el razonamiento visuoespacial entre varones y mujeres. Los contenidos aprendidos en una orientación a las ciencias naturales están ligados al entendimiento de los aspectos físicos del mundo y, por ende, se apoyan en el razonamiento lógico-matemático. Implican el desarrollo de una comprensión más abstracta de la naturaleza, muchas veces de manera independiente e incluso opuesta a la información que llega por la vía del sentido común. Podría pensarse que la profundización del razonamiento abstracto, que se logró por medio de los contenidos aprendidos en dichos estudios, permitió a las mujeres entender mejor la naturaleza abstracta de las rotaciones visuoespaciales del TAF, con la posibilidad de nivelar su puntaje con el de los varones.

Por otro lado, la mayor diferencia en el rendimiento entre varones y mujeres se da en aquellos individuos que estudiaron una rama ligada a la economía. Al respecto, las mujeres recibieron el puntaje promedio más bajo y los varones el más alto, en detrimento de las demás orientaciones del secundario. La segunda mayor diferencia se dio en individuos que estudiaron una rama social. Los varones mostraron mayor habilidad en estas dos ramas, mientras que lo contrario ocurrió con las mujeres. Podría interpretarse que en las ramas económica y social no se incentiva el razonamiento visuoespacial, acentuando así las diferencias en el rendimiento. Debe recordarse que, según las investigaciones de Vázquez y Noriega (2011), el entrenamiento recibido en el colegio influye sobre el rendimiento de varones y mujeres frente a estímulos visuoespaciales, y los resultados aquí presentados parecen corroborar esta cuestión.

En conclusión, las diferencias intergénero en la habilidad visuoespacial existen a pesar de todos los factores nombrados. También se han detectado variaciones en el rendimiento basadas en la percepción del tiempo límite, en la presencia de la regla de rotación y en la educación previa, pero siempre se destaca mayormente el rendimiento

masculino. De este modo se confirma la primera postura nombrada. Sin embargo, es necesario considerar el sesgo del muestreo como potencial desventaja del estudio.

Este escrito pretende generar una contribución al entendimiento de las diferencias intergénero en la habilidad de razonar analógicamente con relaciones visuoespaciales. Sobre todo, permite confirmar que el mejor rendimiento masculino frente a estímulos visuoespaciales se da también en poblaciones sudamericanas, como la argentina. También importa mencionar que ésta es una contribución que se realiza, en el medio, al desarrollo de tests visuoespaciales que permitan determinar la existencia de tales diferencias. Sin embargo, esta investigación no agota sus esfuerzos en dichos resultados. Algunas perspectivas futuras de investigación incluyen trabajar con un conjunto de ítems, todos los cuales presenten reglas de emplazamiento espacial como la rotación, ya que en tal caso sería esperable encontrar tamaños del efecto mayores en cuanto a las diferencias intergénero a favor de los varones. Esto último permitirá brindar una amplia rigurosidad a la investigación sobre el desempeño de varones y mujeres frente a ítems visuoespaciales.

REFERENCIAS

- Allen, B. A., & Butler, L. (1996). The effects of music and movement opportunity on the analogical reasoning performance of African American and white school children: A preliminary study. *The Journal of Black Psychology*, 22, 316-328. <http://dx.doi.org/10.1177/00957984960223003>
- Blum, G. D., Abal, F. J. P., Galibert, M. S., & Attorresi, H. F. (2011). Construcción de una prueba de analogías figurales. *Summa Psicológica UST*, 18(1), 5-12.
- Blum, G. D., Abal, F. J. P., Lozzia, G. S., Picón J., J. C., & Attorresi, H. F. (2011). Analogías de figuras: Teoría y construcción de ítems. *Interdisciplinaria*, 28, 131-144.
- Blum, G. D., Galibert, M. S., Abal, F. J. P., Lozzia, G. S., & Attorresi, H. F. (2011). Modelización de una prueba de analogías figurales con la Teoría de respuesta al ítem. *Escritos de Psicología*, 4(3), 36-43.
- Blum, G. D., Lozzia, G. S., Abal, F. J. P., & Attorresi, H. F. (en prensa). Generación de ítems de matrices figurales y pautas específicas propuestas para su construcción. *Anales de Psicología*.
- Brown, L., Sherbenou, R. J., & Johnsen, S. K. (2000). *TONI 2. Test de inteligencia no verbal. Apreciación de la habilidad cognitiva sin influencia del lenguaje. Manual*. Madrid, España: TEA.
- Cattell, R. B., & Cattell, A. K. S. (1973). *Measuring intelligence with the culture fair tests*. Champaign, IL, E.U.: Institute for Personality and Ability Testing.
- Cazzato, V., Basso, D., Cutini, S., & Bisiacchi, P. S. (2010). Gender differences in visuospatial planning: An eye movements study. *Behavioural Brain Research*, 206, 177-183. <http://dx.doi.org/10.1016/j.bbr.2009.09.010>
- Ceacero C., J., & González L., M. J. (1998). El razonamiento analógico como solución de problemas. En M. J. González L. (Ed.), *Introducción a la psicología del pensamiento* (pp. 409-451). Madrid, España: Trotta.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ, E.U.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Delgado, A. R., & Prieto, G. (1996). Sex differences in visuospatial ability: Do performance factors play such an important role? *Memory & Cognition*, 24, 504-510. <http://dx.doi.org/10.3758/BF03200938>
- Deregowsky, J. B., Shepherd, J. W., & Slaven, G. A. (1997). Sex differences on Bartel's task: An investigation into perception of real and depicted distances. *British Journal of Psychology*, 88, 637-651. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8295.1997.tb02662.x>
- Gardner, H. (1987). *Estructuras de la mente. La teoría de las inteligencias múltiples*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Geary, D. C., & DeSoto, M. C. (2001). Sex differences in spatial abilities among adults from the United States and China. *Evolution and Cognition*, 7, 172-177.
- Geiser, C., Lehmann, W., & Eid, M. (2006). Separating "rotators" from "nonrotators" in the Mental Rotations Test: A multigroup latent class analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 41, 261-293. http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr4103_2
- Gil-Verona, J. A., Macías, J. A., Pastor, J. F., de Paz, F., Barbosa, M., Maniega, M. A., & Boget, T. (2003). Diferencias sexuales en el sistema nervioso humano. Una revisión desde el punto de vista psiconeurobiológico. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 3, 351-361.
- Goldstein, D., Haldane, D., & Mitchell, C. (1990). Sex differences in visual-spatial ability: The role of performance factors. *Memory & Cognition*, 18, 546-550. <http://dx.doi.org/10.3758/BF03198487>
- Halpern, D. F., & Collaer, M. L. (2005). Sex differences in visuospatial thinking. En P. Shah, & A. Miyake (Eds.), *The Cambridge handbook of visuospatial thinking* (pp. 170-212). Nueva York, NY, E.U.: Cambridge University Press.
- Halpern, D. F., & LaMay, M. L. (2000). The smarter sex: A critical review of sex differences in intelligence. *Educational Psychology Review*, 12, 229-246. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1009027516424>

- Hartmann, G. W. (1935). *Gestalt psychology: A survey of facts and principles*. Nueva York, NY, E.U.: Ronald Press.
- Hegarty, M., Keehner, M., Khooshabeh, P., & Montello, D. R. (2009). How spatial abilities enhance, and are enhanced by, dental education. *Learning and Individual Differences, 19*, 61-70. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lindif.2008.04.006>
- Joseph, R. (2000). The evolution of sex differences in language, sexuality, and visual-spatial skills. *Archives of Sexual Behaviour, 29*, 35-66. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1001834404611>
- Levine, M. E., & Stern, R. M. (2002). Spatial task performance, sex differences, and motion sickness susceptibility. *Perceptual and Motor Skills, 95*, 425-431. <http://dx.doi.org/10.2466/pms.2002.95.2.425>
- Loring-Meier, S., & Halpern, D. F. (1999). Sex differences in visuospatial working memory: Components of cognitive processing. *Psychonomic Bulletin & Review, 6*, 464-471. <http://dx.doi.org/10.3758/BF03210836>
- MacCoby, E., & Jacklin, C. (1974). *The psychology of sex differences*. Stanford, CA, E.U.: Stanford University Press.
- Murphy, J., Waldmann, T., & Arkins, S. (2004). Sex differences in equine learning skills and visuo-spatial ability. *Applied Animal Behaviour Science, 87*, 119-130. <http://dx.doi.org/10.1016/j.applanim.2003.12.002>
- Nelson, N. W., & Gillespie, L. L. (1991). *Analogies for thinking and talking. Words, pictures and figures*. Tucson, AZ, E.U.: Communication Skill Builders.
- Németh, B., & Hoffmann, M. (2006). Gender differences in spatial visualization among engineering students. *Annales Mathematicae et Informaticae, 33*, 169-174.
- Parra G., L., García H., A. A., Ortiz V., S., Pérez S., D., Nájera R., J., Basurto A., N. E., Espinoza Ch., V. E., & Rivas B., R. I. (2009). Las diferencias anatómicas cerebrales que implican diferencias funcionales (Primera de dos partes). *Revista de la Facultad de Medicina, Universidad Nacional Autónoma de México, 52*, 177-181.
- Quaiser-Pohl, C., Geiser, C., & Lehmann, W. (2006). The relationship between computer-game preference, gender, and mental-rotation ability. *Personality and Individual Differences, 40*, 609-619. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2005.07.015>
- Raven, J., Raven, J. C., & Court, J. H. (1991). *Manual for Raven's Progressive Matrices and Vocabulary Scales. Sections 1, 2, 3 and 4*. Oxford, R.U.: Oxford Psychologists Press.
- Resnick, L. B., & Glaser, R. (1976). Problem solving and intelligence. En L. B. Resnick (Ed.), *The nature of intelligence* (pp. 205-230). Hillsdale, NJ, E.U.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Robert, M., & Chevrier, E. (2003). Does men's advantage in mental rotation persist when real three-dimensional objects are either felt or seen? *Memory & Cognition, 31*, 1136-1145. <http://dx.doi.org/10.3758/BF03196134>
- Silverman, I., Choi, J., & Peters, M. (2007). The Hunter-Gatherer Theory of sex differences in spatial abilities: Data from 40 countries. *Archives of Sexual Behaviour, 36*, 261-268. <http://dx.doi.org/10.1007/s10508-006-9168-6>
- Sternberg, R. J. (1977). *Intelligence, information processing and analogical reasoning: The componential analysis of human abilities*. Hillsdale, NJ, E.U.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sternberg, R. J. (1987). *Inteligencia humana II: Cognición, personalidad e inteligencia*. Barcelona, España: Paidós.
- Stumpf, H., & Eliot, J. (1995). Gender-related differences in spatial ability and the *k* factor of general spatial ability in a population of academically talented students. *Personality and Individual Differences, 19*, 33-45. [http://dx.doi.org/10.1016/0191-8869\(95\)00029-6](http://dx.doi.org/10.1016/0191-8869(95)00029-6)
- Vandenberg, S. G., & Kuse, A. R. (1978). Mental rotations, a group test of three-dimensional spatial visualization. *Perceptual and Motor Skills, 47*, 599-604. <http://dx.doi.org/10.2466/pms.1978.47.2.599>
- Vázquez, S. M., & Noriega B., M. (2011). Razonamiento espacial y rendimiento académico. *Interdisciplinaria, 28*, 145-158.
- Vecchi, T., & Girelli, L. (1998). Gender differences in visuospatial processing: The importance of distinguishing between passive storage and active manipulation. *Acta Psychologica, 99*, 1-16. [http://dx.doi.org/10.1016/S0001-6918\(97\)00052-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0001-6918(97)00052-8)
- Weiss, E., Siedentopf, C. M., Hofer, A., Deisenhammer, E. A., Hoptman, M. J., Kremser, C., & Delazer, M. (2003). Sex differences in brain activation pattern during a visuospatial cognitive task: A functional magnetic resonance imaging study in healthy volunteers. *Neuroscience Letters, 344*, 169-172. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3940\(03\)00406-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3940(03)00406-3)
- Wertheimer, M. (1959). *Productive thinking*. Nueva York, NY, E.U.: Harper.

Recibido: 1 de julio de 2013.
Aceptado: 30 de junio de 2014.