



Modelizando la relación entre actitud hacia la ciencia y estilos de aprendizaje en Educación Secundaria

Modelling the relationship between attitude towards science and learning styles in Secondary Education

David Aguilera, F. Javier Perales-Palacios

Departamento de Didáctica de las Ciencias Experimentales. Facultad de Ciencias de la Educación. Universidad de Granada (España)
davidaguilera@ugr.es, fperales@ugr.es

RESUMEN • El objetivo es analizar la relación entre actitud hacia la ciencia y estilos de aprendizaje, a través de la implementación de un modelo de ecuación estructural. Así, a partir de un diseño ex post facto, se recogieron datos referentes a la actitud hacia la ciencia (variable latente) y diagnosticaron los estilos de aprendizaje (variables observables) en una muestra de 259 alumnos de Educación Secundaria. Los resultados apuntan a la preferencia del alumnado por el estilo reflexivo, además de identificar un descenso progresivo en la actitud hacia la ciencia. Asimismo, se probó el modelo estructural que relaciona los estilos de aprendizaje con la actitud hacia la ciencia, mostrando un ajuste satisfactorio ($X^2/g.l. = 1,654$; $RMSEA = 0,050$; $GFI = 0,980$; y $CFI = 0,990$). En este sentido, parece que la preferencia por los estilos reflexivo y teórico está asociada positivamente con la actitud hacia la ciencia.

PALABRAS CLAVE: Actitud hacia la ciencia; Estilos de aprendizaje; Enseñanza de las ciencias; Modelos de ecuaciones estructurales; Psicología educativa.

ABSTRACT • The main objective of this study is to analyse the relationship between attitude toward science and learning styles, through the implementation of a structural equation model. Thus, from an ex post-facto design, data related to the attitude toward science (latent variable) were collected and learning styles were diagnosed (observable variables) in a sample of 259 students from secondary education. The results point to the preference of the students for the reflective style, in addition to identifying a progressive decrease in the attitude toward science. Likewise, the structural model that relates the learning styles to the attitude towards science was proved, showing a satisfactory adjustment ($X^2/d.f. = 1.654$, $RMSEA = 0.050$, $GFI = 0.980$, and $CFI = 0.990$). In conclusion, it seems that the preference for reflective and theoretical styles is positively associated with attitude toward science.

KEYWORDS: Attitude towards science; Learning styles; Science education; Structural equations modelling; Educational psychology.

Recepción: diciembre 2018 • Aceptación: julio 2019 • Publicación: noviembre 2020

INTRODUCCIÓN

Actualmente existen una serie de retos educativos que deben abordarse desde las aulas y fuera de ellas, o lo que es lo mismo, deben ser afrontadas por docentes, familias, investigadores educativos y políticos. Asimismo, en este trabajo convergen dos retos actuales descritos como urgentes por la comunidad científica, dadas las dificultades que manifiestan los docentes en su quehacer educativo. Tanto es así que este trabajo podría enmarcarse, por un lado, en aquel reto educativo destinado a responder a la diversidad de estilos de aprendizaje (en adelante, EA) y las distintas necesidades educativas del alumnado (Álvarez et al., 2002), y por otro, en aquel que se ocupa del estudio de la actitud del alumnado hacia la ciencia (en adelante, AC) en aras de identificar factores que la menoscaban, así como contribuir a su mejora (Osborne, Simon y Collins, 2003).

Las líneas de investigación descritas han experimentado un incremento del interés en los últimos años, traduciéndose en un aumento del número de estudios realizados para comprender los EA de los estudiantes (Kolb y Kolb, 2009), así como aquellos orientados a la descripción de la AC de estos, aunque los destinados a la mejora de la AC no han sufrido la misma expansión (Aguilera y Perales, 2018). Por el contrario, desembocando en el estado de la cuestión que nos atañe, existe un escaso número de estudios en los que converjan EA y AC. No obstante, se identificaron algunos que trabajaron constructos similares o estrechamente vinculados a los que aquí se proponen, todos ellos publicados en esta década, hecho que parece señalar a esta temática como incipiente.

- Consecuentemente, pueden actuar como precedentes de este trabajo los estudios realizados por:
- Jahangard, Soltani y Alinejad (2016), quienes estudian la relación entre las estrategias metacognitivas y la AC del alumnado, concluyeron que las primeras podrían predecir su atracción hacia las ciencias. En esta dirección, Kristiani, Susilo, Rohman y Aloysius (2015), hallaron que las habilidades metacognitivas del alumnado están correlacionadas con sus actitudes científicas.
- Lamb, Akmal y Petrie (2015) confirman la relación entre el interés y la autoeficacia en disciplinas STEM, la rotación mental y la visualización espacial del alumnado.
- Zeyer (2010) determina que el estilo cognitivo podría predecir la motivación del alumnado hacia las ciencias.
- Y, por último, Kant y Singh (2015) analizan la relación entre estilos de aprendizaje, las actitudes científicas y el rendimiento académico del alumnado de Educación Secundaria, de modo que aquellos que poseen un estilo de aprendizaje convergente evidencian mejores actitudes científicas y rendimiento académico en ciencias.

Consecuentemente, parece clara la relación existente entre aquellos factores afectivos, cognitivos y conductuales que se ven implicados en la AC. Por tanto, investigar cuál es el tamaño y la dirección de estas relaciones es esencial para mejorar el aprendizaje de las ciencias (Akilli y Genç, 2017). En este sentido, este trabajo pretende responder a las siguientes cuestiones:

- ¿Cómo son los EA y la AC del alumnado de Educación Secundaria Obligatoria?
- ¿Qué relación existe entre los EA y la AC?

Actitud hacia la ciencia

La AC se refiere a la concepción emocional que los estudiantes poseen de la ciencia: creencias, valores y sentimientos (Newell, Tharp, Moreno, Zientek y Vogt, 2015). Por ende, la AC puede definirse como la disposición, inclinación o tendencia positiva o negativa que el alumnado evidencia hacia el aprendizaje de las ciencias (Koballa y Glynn, 2007). Tanto es así que la implicación de aspectos afectivos, además

de aquellos de naturaleza cognitiva y conductual, convierten a la AC en un constructo complejo y multifacético (Newell et al., 2015).

La interacción de componentes afectivos (principalmente), cognitivos y conductuales en la formación de la AC que experimenta el alumnado, está moderada por múltiples factores, tanto intrínsecos como extrínsecos al estudiante (Osborne et al., 2003). Así, los moderadores que más estudios han acaparado son el sexo, la edad y el curso del alumnado (Potvin y Hasni, 2014). Además, otros estudios han evidenciado la influencia de la estrategia de enseñanza-aprendizaje utilizada en la clase de ciencias (Aguilera y Perales, 2018), el rendimiento académico (Caleon y Subramaniam, 2008) o el nivel de desarrollo del país en el que reside el estudiante (Sjøberg y Schreiner, 2010).

Por otra parte, se ha comprobado la influencia en el desarrollo de actitudes positivas hacia las ciencias de la dificultad percibida por el alumnado durante el aprendizaje de aquellas, sus competencias científicas y la ocupación de sus padres (Chi, Wang, Liu y Zhu, 2017). En este sentido, sería deseable un mayor número de estudios que analicen la interacción entre afecto, cognición y conducta. Situación que experimenta el alumnado en la formación de su AC y cuya consideración podría contribuir a paliar el deterioro que esta sufre a lo largo de su escolarización en primera instancia, así como a mejorar el aprendizaje de las ciencias en última instancia (Akilli y Genç, 2017).

Estilos de aprendizaje

Actualmente se están produciendo constantes avances en el conocimiento del cerebro humano (p. ej., OCDE, 2009) que se están trasladando al ámbito de la educación, surgiendo con fuerza la disciplina conocida como «neuroeducación» (Bueno y Forés, 2018), no obstante, los puentes entre ambas disciplinas son aún débiles (OCDE, 2009, p. 198). En cualquier caso, la postura que nuestro trabajo adopta es que, frente a las funciones generales del cerebro que participan en el aprendizaje, es posible modelizar algunas tendencias de actuación comunes que permiten describir los denominados estilos de aprendizaje. Estilos que no se encuadrarían dentro de los llamados «neuromitos», como los estilos de aprendizaje cerebro izquierdo/cerebro derecho (OCDE, 2009, p. 225).

Si analizamos lingüísticamente y de forma aislada el término «estilo de aprendizaje», podemos definirlo como aquellos rasgos que caracterizan el modo en que una persona aprende (Marín-García, 2002). Desde una perspectiva más profunda, el EA puede definirse como el conjunto de características cognitivas, afectivas y fisiológicas que evidencia un individuo cuando se enfrenta a una situación de aprendizaje (Alonso, Gallego y Honey, 1994). En relación con esto, es importante remarcar la concepción del EA como una característica personal, que presenta cierta estabilidad y consistencia temporal (Marín-García, 2002). Consecuentemente, entender el EA como el modo en el que un estudiante se enfrenta a la tarea de aprender (Moya, Hernández, Hernández y Cózar, 2011) nos lleva a considerar el rol activo que adopta este al elaborar su propio aprendizaje (Armstrong, Cools y Sadler-Smith, 2012). De este modo, uno de los principales objetivos del diagnóstico de los EA, tarea que puede realizarse a partir de diferentes teorías y herramientas, es mejorar el proceso de enseñanza-aprendizaje (Diago, Cuetos y González, 2018).

A nivel divulgativo, se mencionan distintos estilos de aprendizaje según diferentes criterios. Se describen entonces como principales estilos los sistemas de representación visual, auditivo, kinestésico, lectura/escritura y multimodal.¹

En este trabajo abordaremos el estudio de los EA del alumnado atendiendo a sus características y siguiendo para ello el modelo propuesto por Honey y Mumford (2006), en el que se pueden distinguir cuatro tipos de EA: activo, reflexivo, teórico y pragmático (tabla 1). Este modelo entiende el

1. <https://www.estilosdeaprendizaje.org/>

aprendizaje como un proceso cíclico donde el aprendiz tiene que experimentar (activo), reflexionar sobre el problema cognitivo que plantea el experimento (reflexivo), formular hipótesis (teórico) y aplicar lo aprendido de manera eficaz a otros problemas que pudieran surgir (pragmático). Por tanto, un alumno puede mostrar una preferencia más o menos alta por las distintas fases del proceso descrito.

Tabla 1.
Definiciones y características de los EA. Fuente: Alonso et al. (1994) y Alonso (1992).

<i>EA</i>	<i>Definición</i>	<i>Características</i>
Activo	Las personas que prefieren este EA muestran implicación y entusiasmo en las tareas novedosas. Suelen afrontar las experiencias nuevas como un reto, aunque no les agradan los plazos, ni aquellas cuestiones que perciban como rígidas o estrictas.	Animadores, improvisadores, descubridores, espontáneos, creativos, aventureros, líderes, resolutivos y dinámicos.
Reflexivo	Siempre contemplan diferentes perspectivas, aglutinando la mayor cantidad de datos y analizándolos con detenimiento. Suelen actuar con prudencia y escuchar a los demás antes de actuar.	Analíticos, observadores, recopiladores, pacientes, perfeccionistas, argumentadores, distantes e indagadores.
Teórico	Se preocupan por conocer en profundidad las cuestiones a la que se enfrentan, realizando unas observaciones detalladas e implementando la lógica en la resolución de sus problemas.	Sistemáticos, lógicos, objetivos, críticos, disciplinados, ordenados y sintéticos.
Pragmático	Suelen buscar la parte práctica de las cuestiones a la que se enfrentan, prevaleciendo su intuición e iniciativa en las distintas situaciones a la que se enfrentan.	Experimentadores, prácticos, directos, impacientes, concretos y seguros de sí mismos.

MÉTODO

Objetivos

Los objetivos de este estudio son: (1) describir la actitud hacia la ciencia y los estilos de aprendizaje del alumnado de Educación Secundaria Obligatoria (ESO); (2) analizar la relación entre los estilos de aprendizaje del alumnado y su actitud hacia la ciencia mediante un modelo de ecuación estructural; y (3) evaluar la invarianza del modelo propuesto ante el sexo del alumnado.

Participantes

En este trabajo participó el alumnado de un instituto público de una localidad andaluza. Así, participaron todos los alumnos que cursaban la ESO (N = 259) con una edad media de 13,78 años, la distribución del alumnado según sexo y curso se muestra en la tabla 2.

La selección de los participantes fue por conveniencia, dado que el estudio se realizó en el marco de un proyecto de investigación regulado a partir de las instrucciones del 14 de febrero de 2017 de la Dirección General de Innovación de la Junta de Andalucía, «para la participación de los centros docentes públicos no universitarios en intervenciones en el ámbito de la innovación y la investigación educativa realizadas en colaboración con las universidades andaluzas». Por tanto, este trabajo se ajusta a las exigencias éticas relacionadas con la labor investigadora.

Tabla 2.
Datos de los participantes por sexo y curso.

<i>Nivel educativo</i>	<i>Alumnas (%)</i>	<i>Alumnos (%)</i>	<i>Total (%)</i>
1.º ESO	28 (10,8)	29 (11,2)	57 (22)
2.º ESO	30 (11,6)	24 (9,3)	54 (20,9)
3.º ESO	43 (16,6)	42 (16,2)	85 (32,8)
4.º ESO	28 (10,8)	35 (13,5)	63 (24,3)
Total	129 (49,8)	130 (50,2)	259 (100)

Diseño

Se desarrolló un estudio ex post facto de carácter transversal (Latorre, del Rincón y Arnal, 1996), en el que se consideraron variables sociodemográficas (sexo y curso), la actitud hacia la ciencia (variable latente y dependiente) y los estilos de aprendizaje (variables observables e independientes). Así, se implementó una modelización a partir de ecuaciones estructurales (SEM, por sus siglas en inglés), permitiéndonos combinar teoría y datos estadísticos y, a su vez, valorar en qué medida se ajusta el modelo teórico a los resultados obtenidos (Byrne, 2010).

Instrumentos

A continuación, se describen los instrumentos utilizados:

1. La actitud hacia la ciencia se midió con el cuestionario SSAQ (School Science Attitude Questionnaire) adaptado y validado en español por Aguilera y Perales (2019). El cuestionario incluye 20 ítems con una escala Likert de 1 a 5 (totalmente en desacuerdo, en desacuerdo, parcialmente de acuerdo, de acuerdo, totalmente de acuerdo), divididos en cuatro dimensiones:
 - a) Autoeficacia (ítems: 4, 10, 14, 15, 19*).
 - b) Interés y disfrute (ítems: 1, 7, 8*, 11, 17).
 - c) Conexión con la vida diaria (ítems: 2, 3, 12, 16, 20*).
 - d) Importancia para el estudiante (ítems: 5*, 6, 9, 13, 18).

Un ítem de cada dimensión (marcado con *) tuvo una connotación negativa, de manera que fue codificado a la inversa a fin de establecer una escala de valor para cada una de ellas, cuyas puntuaciones se comprenden entre 5 (baja) y 25 (alta). Así, este instrumento dio lugar a la creación de una variable latente (actitud hacia la ciencia) medida a partir de las cuatro dimensiones descritas (variables observables). En relación con la consistencia interna del instrumento, el alfa de Cronbach ($\alpha = ,89$) obtenido para este estudio evidencia una fiabilidad adecuada.

2. Los estilos de aprendizaje del alumnado se diagnosticaron a través del CHAEA-Junior (Sotillo-Delgado, 2014), el cual está validado por juicio de expertos y estadísticamente, ofreciendo una consistencia interna de 0,70 en la investigación citada. El instrumento consta de 44 cuestiones dicotómicas, de manera que cada alumno puede obtener una puntuación entre 0 y 11 para cada estilo de aprendizaje: activo, reflexivo, teórico y pragmático. Por tanto, los estilos de aprendizaje se tomaron como variables observables en este estudio.

Procedimiento de recogida y análisis de datos

Tras la aprobación del estudio por parte de la Administración educativa, el consejo escolar del centro educativo y los tutores legales del alumnado, se procedió a recoger los datos. Este proceso tuvo lugar entre los meses de diciembre de 2017 y enero de 2018.

Los cuestionarios se suministraron a los estudiantes en su clase habitual, en ausencia del docente y siempre bajo la supervisión del mismo investigador. El procedimiento fue el mismo para las once clases a las que se accedió, consistiendo en: (1) explicación de los objetivos de cada instrumento y modo en el que debían cumplimentarse; (2) reparto de cuestionarios; (3) lectura de los documentos y consulta de dudas; (4) resolución de dudas; y (5) cumplimentación de los cuestionarios, tarea que ocupó entre 12 y 15 minutos.

El análisis estadístico se realizó con IBM SPSS Statistics 20.0 y AMOS 24.0. Primero de todo, se calcularon medias, desviaciones típicas (DT), asimetrías y curtosis para cada variable observable. Además, se aplicaron las pruebas no paramétricas U de Mann Whitney y Kruskal Wallis para analizar las diferencias en cada variable según sexo y curso. Ello responde a las recomendaciones estadísticas actuales, las cuales señalan el mejor ajuste de las pruebas no paramétricas a la naturaleza de los datos ordinales y la igualdad de potencia estadística con las pruebas paramétricas sobre muestras elevadas. También se calculó el coeficiente de Mardia para valorar la normalidad multivariada y se ejecutaron los test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y esfericidad de Bartlett para comprobar la adecuación de los datos al análisis factorial confirmatorio (AFC) realizado al factor latente de actitud hacia la ciencia, además de correlaciones bivariadas para analizar la multicolinealidad de aquellos.

Tras los análisis previos, se procedió a la ejecución de un «modelo estructural» (SEM) para analizar las relaciones existentes entre las variables consideradas en este estudio. De este modo, los estilos de aprendizaje (EA) (activo, pragmático, reflexivo y teórico) actúan como variables exógenas en el modelo mostrado en la figura 1, mientras el factor latente de actitud hacia la ciencia (AC) actúa como variable endógena. Asimismo, en este análisis se empleó el método de máxima verosimilitud.

La evaluación del ajuste del modelo teórico propuesto se realizó a partir de varios índices según la interpretación propuesta por Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller (2003), la cual se muestra en la tabla 3.

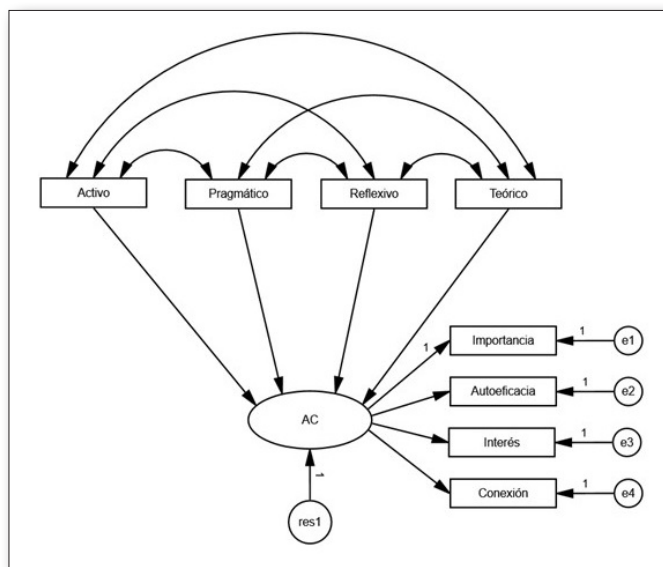


Fig. 1. Modelo propuesto para relacionar los EA y AC.

Tabla 3.
Interpretación de índices de ajuste. Adaptado de Schermelleh-Engel et al. (2003).

<i>Índice de ajuste</i>	<i>Ajuste perfecto</i>	<i>Ajuste aceptable</i>
Valor p. de X ²	,05 < p. ≤ 1	,01 < p. ≤ ,05
X ² /g.l.	0 ≤ X ² /g.l. ≤ 2	2 ≤ X ² /g.l. ≤ 3
RMSEA	0 ≤ RMSEA ≤ 0,05	0,05 ≤ RMSEA ≤ 0,08
GFI	0,95 ≤ GFI ≤ 1	0,90 ≤ GFI ≤ 0,95
CFI	0,97 ≤ CFI ≤ 1	0,95 ≤ CFI ≤ 0,97
AIC	el valor más bajo en modelos comparados	

Finalmente, la invarianza del modelo se realizó a través de un análisis multigrupo en AMOS y se evaluó de acuerdo a las especificaciones de Cheung y Rensvold (2002). Así, para determinar la equivalencia de los modelos anidados (restringidos progresivamente) se atendió a que la varianza del índice de ajuste CFI del modelo menos restringido con aquellos más restringidos no fuese superior a 0,01.

RESULTADOS

Análisis previos

Se realizó un análisis descriptivo de las variables consideradas en este estudio, el cual se muestra en las tablas 4 (análisis global) y 5 (análisis según sexo y curso del alumnado).

Tabla 4.
Estadísticos descriptivos para las variables estudiadas (N = 259).

<i>Variable</i>	<i>Media (DT)</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
Activo	5,15 (1,92)	-0,131	-0,533
Pragmático	4,90 (1,99)	0,116	-0,344
Reflexivo	6,66 (2,39)	-0,189	-0,558
Teórico	6,61 (2,16)	-0,088	-0,689
Importancia	18,40 (3,53)	-0,512	-0,166
Autoeficacia	14,90 (3,55)	-0,093	-0,357
Interés	18,21 (4,42)	-0,726	0,384
Conexión	15,88 (3,58)	-0,035	-0,311

Los resultados obtenidos para los EA apuntan a que, generalmente, el alumnado muestra mayor preferencia por el estilo reflexivo y teórico, mientras que el estilo pragmático es el que obtiene la media más baja en la muestra analizada. Por otro lado, las puntuaciones medias obtenidas en «Importancia» (que el alumno otorga a la ciencia escolar), «Interés» (y disfrute que el alumno experimenta en las clases de ciencias) y «Conexión» (de los contenidos de ciencias con la vida diaria del alumnado) podrían interpretarse como valores medianamente aceptables si atendemos a la escala de valor establecida. No obstante, conviene observar que la DT en el interés y disfrute del alumnado supera casi en un punto a aquellas obtenidas para el resto de dimensiones destinadas a la medición de la actitud hacia la ciencia. Así, podría afirmarse que la variable «Interés» tiene mayor amplitud y diversidad en los datos recogidos. La situación

contraria se presenta en la «Autoeficacia» que manifiesta el alumnado en el aprendizaje de las ciencias, pues el valor medio 14,90 apunta a que el alumnado posee una percepción negativa de sus habilidades y conocimientos para tener éxito en el estudio de las ciencias.

Tabla 5.
Medias de las variables según sexo y curso.

Variable	Sexo		Curso			
	Masculino	Femenino	1.º	2.º	3.º	4.º
Activo	5,36	4,93	5,19	5,50	5,08	4,89
Pragmático	6,60	6,73	5,04	5,69	4,46	4,70
Reflexivo	6,63	6,58	7,25	7,02	5,96	6,78
Teórico	5,11	4,69	7,23	6,98	6,06	6,46
Importancia	18,22	18,57	19,56	18,20	17,96	18,09
Autoeficacia	14,84	14,94	16,56	14,25	13,94	15,22
Interés	18,38	18,03	20,43	17,87	16,98	18,14
Conexión	16,09	15,66	16,63	16,11	14,82	16,42

Por un lado, el análisis de las variables según el sexo del alumnado arroja datos muy similares en todas las variables entre ambos sexos (tabla 5). Tanto es así, que la prueba U de Mann-Whitney no identificó diferencias significativas en ninguna de las variables estudiadas.

Por otro lado, si atendemos a las cuatro últimas columnas de la tabla 5 podemos observar las puntuaciones obtenidas por el alumnado en las variables referentes a EA y AC según el curso. En este sentido, las preferencias del alumnado por los EA, ya identificadas en la tabla 4, parecen mantenerse en todos los cursos de la ESO por este orden: reflexivo, teórico, activo y pragmático. Sin embargo, el grado de preferencia del alumnado fluctúa en los distintos cursos que componen la ESO, hecho que corrobora la prueba de Kruskal Wallis al identificar diferencias significativas en los estilos reflexivo ($X^2 = 9,487$, $p = ,023$), teórico ($X^2 = 11,190$, $p = ,011$) y pragmático ($X^2 = 13,340$, $p = ,004$).

En relación a la AC, el análisis de las cuatro dimensiones que la componen según el curso evidencia dos cuestiones llamativas: (1) los valores medios obtenidos para cada curso en la variable «Importancia» tienen un fluctuación considerablemente menor respecto al resto de las variables del constructo AC; y (2) el decremento paulatino de las puntuaciones medias en «Importancia», «Autoeficacia», «Interés» y «Conexión» parece repuntar en el cuarto curso de ESO. Esta situación podría encontrar explicación en la libre elección del alumnado en el último curso de la ESO por cursar asignaturas propias de las ciencias sociales, las humanidades o las ciencias. Clarificados ambos hallazgos, hemos de destacar que se obtuvieron diferencias significativas según el curso para las variables «Autoeficacia» ($X^2 = 19,984$, $p < ,001$), «Interés» ($X^2 = 23,230$, $p < ,001$) y «Conexión» ($X^2 = 9,825$, $p = ,020$).

Finalmente, los últimos análisis previos se destinaron a comprobar la adecuación de los datos al análisis SEM. Por ende, primero, y acorde a las sugerencias de Cupani (2012) se comprobaron los supuestos de normalidad uni- y multivariada y la multicolineidad entre las variables insertadas en el modelo expuesto en la figura 1; posteriormente, siguiendo las recomendaciones de Byrne (2010) se realizó un AFC de la variable latente AC.

Respecto a los supuestos de normalidad, se comprobó la normalidad univariada a partir de los valores de asimetría y curtosis obtenidos en cada variable (Tabla 4), encontrándose todos ellos en el rango (-1,1), que según Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) son signo de aproximación a la normalidad. Asimismo, el coeficiente de Mardia obtenido (1,966) evidencia el cumplimiento del supuesto de nor-

malidad multivariada, según el criterio establecido por Ullman (2006). Además, se ha comprobado la ausencia de redundancia entre las variables estudiadas, dado que los valores r de Pearson fueron inferiores a ,85 en todas las combinaciones (Kline, 2005).

En cuanto al AFC, primero, los valores obtenidos en KMO (,817) y en la prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 576,695$, $p. < ,001$) apuntan a la adecuación de los datos para la realización de un análisis factorial (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). Después, los índices de ajuste arrojados parecen satisfactorios: $X^2 = 3,442$ ($p. = ,179$); $X^2/g. l.$ (grados de libertad) = 1,721; RMSEA = 0,053; GFI = 0,994; y CFI = 0,997.

Modelización

Tras los análisis previos, se inició el proceso de modelización siguiendo las fases propuestas por Kline (2005), de manera que tras la especificación del modelo (figura 1) se identificó este ($g.l. > 0$), se estimaron los parámetros y se evaluó el ajuste. Después, a fin de mejorar el ajuste del modelo estructural propuesto, atendiendo a los fundamentos teóricos y evitando cualquier artificialidad, se reespecificó el modelo inicial a partir de «índices de modificación». A continuación, se muestra la evaluación comparada del ajuste del modelo inicial y final (tabla 6) y los parámetros del modelo final (figura 2 y tabla 7).

Tabla 6.
Evaluación del ajuste para los modelos inicial y final

<i>Índice de ajuste</i>	<i>Modelo inicial</i>	<i>Modelo final</i>
Valor p. de X^2	,005	,064
$X^2/g.l.$	2,242	1,654
RMSEA	0,069	0,050
GFI	0,971	0,980
CFI	0,980	0,990
AIC	75,383	67,500

Los resultados del modelo inicial expresan un ajuste que podría ser aceptado bajo las condiciones de Barret (2007). Así, a pesar de que presenta un nivel de probabilidad significativo para X^2 cuando no debería ser así, el resto de índices de ajuste absoluto ($X^2/g. l.$ y GFI), relativo (CFI) y parsimonioso (RMSEA) presentan valores aceptables (tabla 6). No obstante, se evaluaron los índices de modificación obtenidos en el análisis a fin de obtener un valor p. de X^2 que nos permitiera aceptar el modelo propuesto. Por tanto, pareció plausible considerar la relación entre el estilo teórico y la importancia que otorga el alumnado a la ciencia escolar.

La modificación introducida en el modelo final encuentra fundamento en la «Teoría de la Relevancia» (Sperber y Wilson, 2004), pues la importancia puede explicarse a partir del efecto cognitivo causado en un individuo por una información determinada y del esfuerzo destinado por este al procesamiento de aquella. Todo ello se encuentra estrechamente vinculado a las habilidades cognitivas, afectivas y procedimentales del alumnado, de modo que Akilli y Genç (2017) relacionan directamente las habilidades de resolución de problemas con el valor que el alumnado pueda otorgar a la ciencia escolar. Consecuentemente, si atendemos a las características de aquellos alumnos que prefieren el estilo teórico (tabla 1) parecería lógico que estos valorasen en mayor medida la ciencia escolar que el resto.

Tanto es así que la modificación realizada conduce a la aceptación del modelo ($p. de X^2 > ,05$) y a la mejora del ajuste de este a los datos recogidos, pues todos los índices de ajuste mejoraron en el modelo

final respecto al inicial (tabla 6). Además, el modelo final (figura 2) presenta un valor del índice AIC (67,500) menor que aquel obtenido en el modelo inicial (75,383).

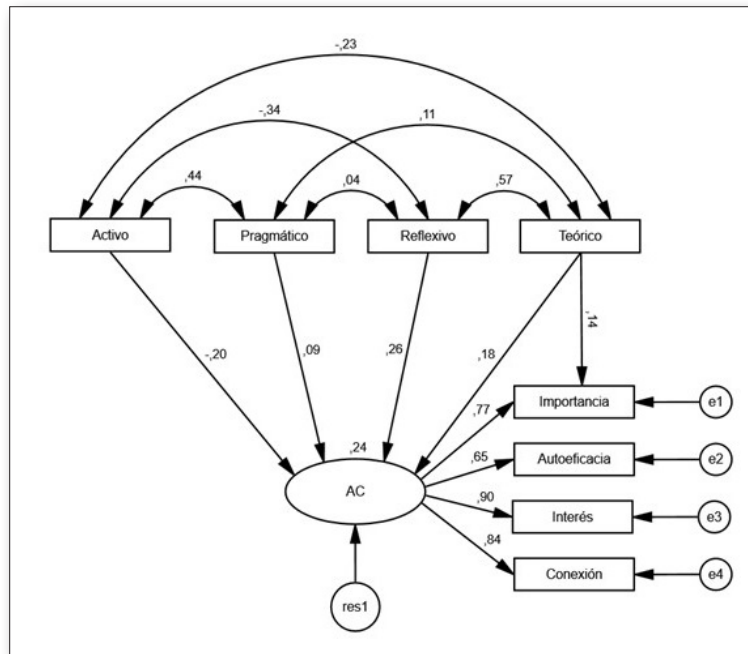


Fig. 2. Representación visual con estimaciones estandarizadas del modelo final.

Se observaron correlaciones estadísticamente significativas ($p. < .05$) entre los EA activo, reflexivo y teórico, de forma que los estilos reflexivo y teórico mantienen una asociación positiva ($r = 0,570$), mientras que la relación de estos con el estilo activo es inversa ($r = -0,344$ y $r = -0,232$, respectivamente). Por el contrario, el estilo pragmático solo evidenció una asociación significativa, en este caso positiva, con el estilo activo ($r = 0,441$). Asimismo, se hallaron relaciones estadísticamente significativas entre los estilos activo, reflexivo y teórico con la AC ($r = -0,205$, $r = 0,255$ y $r = 0,177$, respectivamente), mientras el estilo pragmático parece ser inocuo en cuanto a su incidencia en la AC del alumnado se refiere ($r = 0,094$, $p. > ,05$). Todo ello, arroja un valor del 24 % de la varianza explicada por los EA para la AC.

Tabla 7.
Estimaciones no estandarizadas (N. E.) y estandarizadas (E.) del modelo final.

Relación entre variables			N. E. Estimación	S. E.	C. R.	p.	E. Estimación
Activo	->	AC	-0,291	0,102	-2,862	,004	-0,205
Pragmático	->	AC	0,130	0,092	1,408	,159	0,094
Reflexivo	->	AC	0,291	0,085	3,425	,001	0,255
Teórico	->	AC	0,224	0,092	2,423	,015	0,177
Importancia	<-	AC	1,000	-	-	-	0,773
Autoeficacia	<-	AC	0,851	0,079	10,728	,001	0,655
Interés	<-	AC	1,463	0,096	15,231	,001	0,904

Relación entre variables			N. E. Estimación	S. E.	C. R.	p.	E. Estimación
Conexión	<-	AC	1,100	0,077	14,336	,001	0,839
Importancia	<-	Teórico	0,222	0,069	3,195	,001	0,136
Pragmático	<->	Activo	1,683	0,259	6,486	,001	0,441
Pragmático	<->	Reflexivo	0,167	0,296	0,565	,572	0,035
Pragmático	<->	Teórico	0,459	0,269	1,706	,088	0,107
Reflexivo	<->	Activo	-1,580	0,302	-5,227	,001	-0,344
Reflexivo	<->	Teórico	2,945	0,370	7,951	,001	0,570
Teórico	<->	Activo	-0,962	0,265	-3,626	,001	-0,232

Nota: S. E.: Estimación del error; C. R.: Ratio Crítico; p.: nivel de probabilidad.

Análisis de la invarianza según el sexo

Una vez se estableció el modelo estructural (figura 2), se procedió al análisis de su invarianza según el sexo del alumnado, dado que la muestra objeto de estudio presentaba un balance equilibrado entre alumnos (N = 130) y alumnas (N = 129). Así, el análisis de la invarianza partió de la evaluación del ajuste del modelo de línea base (sin restricciones) sobre ambos subgrupos, al cual se le asociaron una serie de modelos anidados que fueron evaluados conforme a la ΔCFI (tabla 8). Las restricciones realizadas en los distintos modelos anidados obedecen al siguiente orden: (1) restricciones sobre las cargas factoriales; (2) restricciones sobre los interceptos; (3) restricciones sobre las covarianzas; y (4) restricciones sobre los valores residuales.

A la luz de los resultados mostrados en la tabla 8, se puede considerar que el modelo propuesto se ajusta correctamente a ambos sexos, pues todos los modelos anidados mostraron un ajuste adecuado a los datos y la ΔCFI no excedió en ningún caso el valor de 0.01. Por tanto, siguiendo a Byrne (2008) podemos afirmar que el modelo establecido para relacionar EA y AC cumple una invarianza estricta, ya que existe invarianza de las cargas factoriales, los interceptos, las covarianzas y los valores residuales.

Tabla 8.
Evaluación de la invarianza según el sexo del alumnado.

Modelo	X^2	g. l.	p.	RMSEA	GFI	CFI	ΔCFI
Modelo sin restricciones	26,779	26	,421	0,011	0,975	0,999	-
Invarianza métrica	29,131	29	,458	0,009	0,973	1,000	0,001
Invarianza factorial	38,214	34	,284	0,022	0,926	0,995	0,005
Covarianza estructural	51,143	44	,214	0,025	0,923	0,992	0,003
Valores residuales	60,134	49	,132	0,030	0,920	0,987	0,005

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este trabajo aborda la AC y los EA del alumnado de ESO, mostrando un análisis descriptivo e inferencial (SEM) de ambas variables a fin de cubrir los objetivos propuestos.

Los descriptivos básicos referentes, por un lado, a los EA evidenciaron una preferencia, generalizada para ambos sexos y distintos cursos de la ESO, por el estilo reflexivo. Hecho que se corresponde con los hallazgos aportados por Gómez-Ruiz y Gil-López (2018) y la tendencia mostrada en la revisión de Bahamón, Vianchá, Alarcón y Bohórquez (2012). Además, no se encontraron diferencias significativas según el sexo del alumnado para los EA, al igual que en el estudio de Úbeda y Escriáxiñe (2002) (citado en Bahamón et al., 2012). Sin embargo, sí existieron diferencias significativas para los EA en cuanto al curso, hecho que refrenda la adaptación por parte del alumnado a las exigencias de cada nivel educativo (Bahamón et al., 2012).

Por otro lado, los principales hallazgos obtenidos sobre la AC del alumnado de ESO parecen ir en sintonía con investigaciones anteriores. En este sentido, según los datos mostrados en la tabla 5, la AC del alumnado desciende según este avanza de nivel educativo (Said, Summers, Abd-El-Khalick y Wang, 2016; Vázquez y Manassero, 2008). Sin embargo, resulta reseñable el hecho de que el alumnado de ESO valore la importancia de la ciencia escolar con la misma intensidad (las diferencias según el curso fueron mínimas). Hecho que podría explicarse a partir de la aportación de Jenkins y Nelson (2005), quienes identifican que el alumnado reconoce la importancia de la ciencia, pero que a pesar de ello suelen optar por cursar estudios superiores alejados de esta. Además, se identificó que el nivel de actitud hacia la ciencia fue similar en alumnos y alumnas (Gómez-Montilla y Ruiz-Gallardo, 2016). No obstante, la discusión de la comunidad científica sobre la influencia del sexo en la AC del alumnado está lejos del consenso (Osborne et al., 2003). De modo que otros sí hallaron diferencias en la AC conforme al sexo del alumnado (Smith, Pasero y McKenna, 2014), lo cual podría responder a la imagen de la ciencia que se transmite en libros, películas, programas televisivos o artículos periodísticos (Salta y Tzougraki, 2004).

La relación entre las variables consideradas (AC y EA) parece lógica si atendemos a los vínculos que existen en ambos constructos, pues tanto la AC (Koballa y Glynn, 2007) como los EA (Alonso et al., 1994) poseen componentes afectivos y emotivos. De acuerdo con ello, el modelo estructural (figura 2) propuesto para relacionar los EA con la AC del alumnado presenta un ajuste satisfactorio a los datos. Por tanto, la transposición teórico-práctica del modelo parece plausible, más si cabe, si tomamos como referencia el estudio de Kant y Singh (2015) en el que se identificó una correlación positiva entre el EA convergente del alumnado (término utilizado por Kolb en la «Teoría del aprendizaje experiencial», que podría corresponderse con el estilo reflexivo propuesto por Honey y Mumford) y sus actitudes científicas. En este sentido, habría que remarcar que las actitudes científicas del alumnado hacen referencia a características cognitivas acordes a la idiosincrasia del científico y vinculadas, consecuentemente, al método científico (Vázquez y Manassero, 1995). Asimismo, el modelo estructural propuesto corrobora los atisbos apuntados por Dhindsa y Salleh (2018), quienes intuyeron la incidencia de los EA en la AC del alumnado al identificar el deterioro progresivo de esta independientemente de si el entorno escolar era coeducativo o no. Consecuentemente, dicho estudio parece complementar los argumentos actuales dirigidos a explicar el deterioro de la AC del alumnado (Osborne et al., 2003; Vázquez y Manassero, 2008). En definitiva, a la luz de los resultados obtenidos y los hallazgos discutidos, el modelo estructural planteado establece una relación causal entre EA y AC coherente y fundamentada, además de presentar cierta estabilidad a determinadas características del alumnado (en este caso se probó la invarianza del modelo ante el sexo del alumnado).

Todo lo discutido, nos conduce a tres conclusiones principales: (1) en relación a los EA, el estilo reflexivo es el de mayor preferencia para el alumnado de ESO. En cuanto a la AC, a pesar de constatar el deterioro progresivo de la AC del alumnado en la etapa educativa estudiada, parece que el alumnado considera importante la ciencia escolar para ellos mismos y para la sociedad; (2) el modelo estructural propuesto evidencia una relación causal factible entre EA y AC, en la que los estilos reflexivo y teórico parecen estar condicionando positivamente la AC del alumnado, mientras que una mayor preferencia

del estilo activo podría predisponer al alumno a experimentar una AC menos favorable; y (3) el modelo estructural establecido es invariante al sexo del alumnado.

En cuanto a las implicaciones educativas, hemos de atender a la conclusión general que se deriva, pues a la luz de los resultados sería lógico ocuparse del diagnóstico de los EA del alumnado a fin de diseñar intervenciones educativas más efectivas en cuanto al desarrollo de actitudes positivas hacia el aprendizaje de la ciencia. En este sentido, el trabajo de revisión de Kanadli (2016) concluyó que una intervención educativa, fundamentada en el diagnóstico de los EA del alumnado y preocupada por atender a las características propias de cada EA, podría incidir en las actitudes que el alumnado experimenta hacia el estudio de diferentes materias independientemente de su naturaleza (científica, matemática, artística...). Siguiendo a Vázquez-Bernal, Jiménez-Pérez y Mellado (2019), es preciso destacar cómo el conocimiento de los obstáculos que el alumnado encuentra en el proceso de aprendizaje descansa sobre unas teorías personales sobre cómo aprenden y la naturaleza de los obstáculos por parte del profesorado, lo que hace recomendable formarlo en los estilos de aprendizaje predominantes entre sus alumnos.

Montgomery y Groat (1998), ante la pregunta de ¿por qué incorporar los estilos de aprendizaje en nuestra enseñanza?, apuntan algunas respuestas, tales como: establecer un diálogo entre enseñanza y aprendizaje, atender a la diversidad de estudiantes, comunicar nuestro mensaje, hacer la enseñanza más gratificante o asegurar el futuro de nuestras disciplinas.

Las técnicas que se deben aplicar para lograr acercar ambos estilos de enseñanza y aprendizaje no son universales, pero sí deben ser suficientemente variadas como para estimular y acercarse a los diferentes estilos de aprendizaje. Existen algunas recomendaciones al respecto como las que elaboraron Felder y Silverman (1988) para estudiantes de ingeniería.

Finalmente, hemos de prestar atención a las limitaciones del trabajo y la perspectiva que surge de este. Así, la principal limitación se corresponde con la muestra, que a pesar de ser suficiente para realizar un análisis SEM según las directrices de Byrne (2010), debería aumentarse en futuros estudios en aras de mejorar la generalización de los resultados y probar la estabilidad del modelo ante otras variables (curso, etapa educativa...).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguilera, D. y Perales, F. J. (2018). What Effects Do Didactic Interventions Have on Students' Attitudes Towards Science? A Meta-Analysis. *Research in Science Education*, 1-25.
<https://doi.org/10.1007/s11165-018-9702-2>
- Aguilera, D. y Perales, F. J. (2019). Actitud hacia la Ciencia: desarrollo y validación estructural del School Science Attitude Questionnaire (SSAQ). *Revista Eureka sobre Enseñanza y Divulgación de las Ciencias*, 16(3), 3103.
https://doi.org/10.25267/Rev_Eureka_ensen_divulg_cienc.2019.v16.i3.3103
- Akilli, M. y Genç, M. (2017). Modelling the effects of selected affective factors on learning strategies and classroom activities in science education. *Journal of Baltic Science Education*, 16(4), 599-611.
- Alonso, C. (1992). *Estilos de Aprendizaje: Análisis y diagnóstico en estudiantes Universitarios*. Madrid: Editorial Universidad Complutense.
- Alonso, C., Gallego, D. y Honey, P. (1994). *Los estilos de aprendizaje. Procedimientos de diagnóstico y mejora*. Bilbao: Mensajero.
- Álvarez, V., Rodríguez, A., García, E., Gil, J., Romero, S., Padilla, M. T., García, J. y Correa, J. (2002). La atención a la diversidad en los centros de enseñanza secundaria: Estudio descriptivo de la provincia de Sevilla. *Revista de Investigación Educativa*, 20(1), 225-245.

- Armstrong, S. J., Cools, E. y Sadler-Smith, E. (2012). Role of cognitive styles in business and management: Reviewing 40 years of research. *International Journal of Management Reviews*, 14, 238-262. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2011.00315.x>
- Bahamón, M. J., Vianchá, M. A., Alarcón, L. L. y Bohórquez, C. I. (2012). Estilos y estrategias de aprendizaje: una revisión empírica y conceptual de los últimos diez años. *Pensamiento psicológico*, 10(1), 129-144.
- Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 815-824. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018>
- Bueno, D. y Forés, A. (2018). 5 principios de la neuroeducación que la familia debería saber y poner en práctica. *Revista Iberoamericana de Educación*, 78(1), 13-25.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: Awalk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (2.ª ed.). Nueva York: Taylor & Francis.
- Caleon, I. S. y Subramaniam, R. (2008). Attitudes towards science of intellectually gifted and mainstream upper primary students in Singapore. *Journal of Research in Science Teaching*, 45(8), 940-954. <https://doi.org/10.1002/tea.20250>
- Chi, S., Wang, Z., Liu, X. y Zhu, L. (2017). Associations among attitudes, perceived difficulty of learning science, gender, parents' occupation and students' scientific competencies. *International Journal of Science Education*, 39(16), 2171-2188. <https://doi.org/10.1080/09500693.2017.1366675>
- Cupani, M. (2012). Análisis de Ecuaciones Estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 1, 186-199.
- Dhindsa, H. S. y Salleh, S. B. H. M. (2018). Affective Domain Progression in Single-Sex and Coeducational Schools. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 16(5), 891-908. <https://doi.org/10.1007/s10763-015-9692-8>
- Diago, M. L., Cuetos, M. J. y González, P. (2018). Análisis de las herramientas de medición de los Estilos de Aprendizaje. *Revista de Educación*, 381, 95-132. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-381-382>
- Felder, R. M. y Silverman, L. K. (1988). Learning and Teaching Styles In Engineering Education. *Engineering Education*, 78(7), 674-681.
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Gómez-Montilla, C. y Ruiz-Gallardo, J. R. (2016). El rincón de la ciencia y la actitud hacia las ciencias en Educación Infantil. *Revista Eureka sobre Enseñanza y Divulgación de las Ciencias*, 13(3), 643-666. Obtenido de <http://hdl.handle.net/10498/18503>
- Gómez-Ruiz, P. y Gil-López, A. J. (2018). El estilo de aprendizaje y su relación con la educación entre pares. *Revista de Investigación Educativa*, 36(1), 221-237. <https://doi.org/10.6018/rie.36.1.233731>
- Honey, P. y Mumford, A. (2006). *The Learning Styles Questionnaire, 80-item version*. Maidenhead, UK: Peter Honey.
- Jahangard, Z., Soltani, A. y Alinejad, M. (2016). Exploring the relationship between metacognition and attitudes towards science of senior secondary students through a structural equation modelling analysis. *Journal of Baltic Science Education*, 15(3), 340-349.

- Jenkins, E. y Nelson, N. W. (2005). Important but not for me: Students attitudes toward secondary school science in England. *Research in Science & Technological Education*, 23(1), 41-57.
<https://doi.org/10.1080/02635140500068435>
- Kanadli, S. (2016). A Meta-Analysis on the Effect of Instructional Designs Based on the Learning Styles Models on Academic Achievement, Attitude and Retention. *Educational Sciences: Theory and Practice*, 16(6), 2057-2086.
<https://doi.org/10.12738/estp.2016.6.0084>
- Kant, R. y Singh, M. D. (2015). Relationship between learning styles and scientific attitude of secondary school students and their achievement in Science subject. *Journal of Educational Sciences & Psychology*, 5(1), 1-10.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2.^a ed.). Nueva York: Guilford.
- Koballa, T. R. Jr. y Glynn, S. M. (2007). Attitudinal and Motivational Constructs in Science Learning. En S. K. Abell y N. G. Lederman (Eds.), *Handbook of Research on Science Education* (pp. 75-102). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Kolb, A. Y. y Kolb, D. A. (2009). The learning way: Meta-cognitive aspects of experiential learning. *Simulation & Gaming*, 40(3), 297-327.
<https://doi.org/10.1177/1046878108325713>
- Kristiani, N., Susilo, H., Rohman, F. y Aloysius, D. C. (2015). The contribution of students' meta-cognitive skills and scientific attitude towards their academic achievements in biology learning implementing Thinking Empowerment by Questioning (TEQ) learning integrated with inquiry learning (TEQI). *International Journal of Educational Policy Research and Review*, 2(9), 113-120.
<https://doi.org/10.15739/IJEPRR.020>
- Lamb, R., Akmal, T. y Petrie, K. (2015). Development of a cognition-priming model describing learning in a STEM classroom. *Journal of Research in Science Teaching*, 52(3), 410-437.
<https://doi.org/10.1002/tea.21200>
- Latorre, A., del Rincón, D. y Arnal, J. (1996). *Bases metodológicas de la investigación educativa*. Barcelona: Hurtado.
- Marín-García, M. Á. (2002). La investigación sobre diagnóstico de los estilos de aprendizaje en la enseñanza superior. *Revista de Investigación Educativa*, 20(2), 303-337.
- Montgomery, S. M. y Groat, L. N. (1998). *Student learning styles and their implication for teaching*. CRLT Occasional Paper No. 10, The Center for Research on Learning and Teaching., The University of Michigan. Obtenido de https://crlte.engin.umich.edu/wp-content/uploads/sites/7/2013/06/occ_paper10.pdf
- Moya, M. V., Hernández, J. R., Hernández, J. A. y Cózar, R. (2011). Análisis de los estilos de aprendizaje y las TIC en la formación personal del alumnado universitario a través del cuestionario REATIC. *Revista de Investigación Educativa*, 29(1), 137-156.
- Newell, A. D., Tharp, B. Z., Moreno, N. P., Zientek, L. R. y Vogt, G. L. (2015). Students' attitudes toward science as predictors of gains on student content knowledge: Benefits of an after-school program. *School Science and Mathematics*, 115, 216-225.
<https://doi.org/10.1111/ssm.12125>
- OCDE (2009). *La comprensión del cerebro. El nacimiento de una ciencia del aprendizaje*. Santiago: Ediciones UCSH. Obtenido de <https://www.upla.cl/inclusion/wp-content/uploads/2015/06/Brain-PDF-Spanish.pdf>
- Osborne, J., Simon, S. y Collins, S. (2003). Attitudes towards science: A review of the literature and its implications. *International Journal of Science Education*, 25(9), 1049-1079.
<https://doi.org/10.1080/0950069032000032199>

- Potvin, P. y Hasni, A. (2014). Interest, motivation and attitude towards science and technology at K-12 levels: a systematic review of 12 years of educational research. *Studies in Science Education*, 50(1), 85-129.
<https://doi.org/10.1080/03057267.2014.881626>
- Said, Z., Summers, R., Abd-El-Khalick, F. y Wang, S. (2016). Attitudes toward science among grades 3 through 12 Arab students in Qatar: findings from a cross-sectional national study. *International Journal of Science Education*, 38(4), 621-643.
<https://doi.org/10.1080/09500693.2016.1156184>
- Salta, K. y Tzougraki, C. (2004). Attitudes toward chemistry among 11th grade students in high schools in Greece. *Science Education*, 88(4), 535-547.
<https://doi.org/10.1002/sce.10134>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Sjøberg, S. y Schreiner, C. (2010). *The ROSE project. An overview and key findings*. Obtenido de <http://roseproject.no/network/countries/norway/eng/nor-Sjoberg-Schreiner-overview-2010.pdf>
- Smith, T. J., Pasero, S. L. y McKenna, C. M. (2014). Gender effects on student attitude toward science. *Bulletin of Science, Technology & Society*, 34(1-2), 7-12.
<https://doi.org/10.1177/0270467614542806>
- Sotillo-Delgado, J. F. (2014). The CHAEA-Junior questionnaire or how to diagnose learning styles in primary and secondary school students. *Journal of Learning Styles*, 7(13), 182-201.
- Ullman, J. B. (2006). Structural equation modeling. En B. G. Tabachnick y L. S. Fidell (Eds.). *Using multivariate statistics* (5.ª ed.) (pp. 653-771). Boston: Allyn & Bacon.
- Vázquez, A. y Manassero, M. A. (1995). Actitudes relacionadas con la ciencia: una revisión conceptual. *Enseñanza de las Ciencias*, 13(3), 337-346.
- Vázquez, A. y Manassero, M. A. (2008). El declive de las actitudes hacia la ciencia de los estudiantes: un indicador inquietante para la educación científica. *Revista Electrónica de Enseñanza de las Ciencias*, 5(3), 274-292.
- Vázquez-Bernal, B., Jiménez-Pérez, R. y Mellado, V. (2019). El conocimiento didáctico del contenido (CDC) de una profesora de ciencias: reflexión y acción como facilitadores del aprendizaje. *Enseñanza de las Ciencias*, 37(1), 25-53.
<https://doi.org/10.5565/rev/ensciencias.2550>
- Zeyer, A. (2010). Motivation to learn science and cognitive style. *Journal of Mathematics, Science Technology Education*, 6(2), 123-130.
<https://doi.org/10.5167/uzh-45586>

Modelling the relationship between attitude towards science and learning styles in Secondary Education

David Aguilera, F. Javier Perales-Palacios

Departamento de Didáctica de las Ciencias Experimentales. Facultad de Ciencias de la Educación. Universidad de Granada (España)

davidaguilera@ugr.es, fperales@ugr.es

This work has the following purposes: (1) to describe the compulsory secondary school students' attitude toward science and their learning styles; (2) to analyse the relationship between students' attitude towards science and their learning styles through a structural equation model; and (3) to evaluate the invariance of the proposed model in relation to the sex of the students. This is based on: the need to study in depth those factors that undermine students' attitudes towards science (Osborne et al., 2003); and the educational challenge that implies responding to the diversity of students' learning styles (Álvarez et al., 2002). In this sense, there are works that have already worked on the relationship between students' learning styles, their attitudes towards science and their academic performance (Kant and Singh, 2015).

The design is ex post-facto (Latorre et al., 1996). This study involved 259 students of Compulsory Secondary Education, with an average age of 13.78 years and a distribution very close to 50 % for both sexes. The selection of the sample was for convenience as it is a study framed in an educational research and innovation project.

The following instruments were used: (1) the SSAQ (School Science Attitude Questionnaire) adapted and validated in Spanish by Aguilera and Perales (2019). This tool consists of 20 items with a Likert scale of 1 to 5 and it is divided into four dimensions (self-efficacy, interest and enjoyment, connection of science with daily life and importance of science for the student); and (2) the CHAEA-Junior questionnaire (Sotillo-Delgado, 2014) to diagnose students' learning styles. This tool adopts the theory proposed by Honey and Mumford (2006), which understands learning as a cyclic process divided into four stages: active, reflective, theoretical and pragmatic, which mark the four dimensions of the instrument (44 items).

The data analysis was done with IBM SPSS Statistics v. 20 and AMOS v. 24. In the structural model, learning styles act like exogenous variables, while the latent factor attitude toward science acts like an endogenous variable. Likewise, the Maximum Likelihood method was used in this analysis and the evaluation of the adjustment of the proposed model was carried out following Schermelleh-Engel et al. (2003).

The results obtained indicate that the students, in spite of their sex or level, show a greater preference towards the reflective learning style. In relation to the attitude toward science, a gradual decrease was identified as students progressed in compulsory secondary education. Regarding the relationship established between learning styles and attitude toward science, we were able to identify significant correlations with the active style learning ($r = -.20$), reflective style learning ($r = .26$) and theoretical style learning ($r = .18$).

Finally, although the sample could be sufficient, we must recognize that it does not allow us to generalize the results obtained. Therefore, we must be cautious with these findings. Consequently, other similar studies must be performed to increase the sample and contrast results.

