

Validación de una Escala de Conductas Éticas en la Educación Secundaria y Superior: La Escala de Ética en Escenarios Educativos (EEEE)

Validation of a Scale of Ethical Behavior in Secondary and Higher Education: The Ethics Scale in Educational Scenarios (EEEE)

Miguel Aurelio Alonso¹ y Inge Schweiger Gallo²

Resumen

La evaluación de conductas éticas se ha realizado habitualmente a través de escalas y cuestionarios, utilizando en ocasiones escenarios o situaciones concretas que cuentan con una serie de limitaciones. El objetivo del presente estudio es validar una escala para evaluar la predisposición de actuación ética por parte de estudiantes de distintos niveles educativos. Partiendo de la escala de Akaah y Lund (1994) se crearon 36 escenarios que reflejaban dilemas éticos en el entorno educativo. El instrumento resultante se aplicó a 662 estudiantes de enseñanzas medias y superiores. El Análisis Factorial Exploratorio permitió obtener 4 factores con 18 elementos y una fiabilidad de .90, mientras que el Análisis Factorial Confirmatorio replicó la estructura de factores. Se discuten las implicaciones y los retos a los que hacer frente en la investigación y en intervenciones futuras.

Palabras clave: conducta ética, escenarios, escala, validación

Abstract

Ethical behavior has often been assessed using scales and questionnaires, that are sometimes based on specific scenarios or situations with a number of limitations. In the present research, we aimed at validating a scale to measure students' ethical behavioral predispositions at different educational stages. Based on the scale by Akaah and Lund (1994), we created 36 scenarios depicting ethical dilemmas in educational settings. The instrument was applied to 662 students of both secondary and higher education. Exploratory factorial analysis identified 4 factors with 18 elements and a reliability of .90, while confirmatory factorial analysis replicated the structure of the factors. The implications and challenges in research, as well as in future interventions, are discussed.

Keywords: ethical behavior, scenarios, scale, validation

¹ Doctor en Psicología. Profesor Contratado Doctor. Dpto. de Psicología Social, del Trabajo y Diferencial. Facultad de Psicología. Campus de Somosaguas. Universidad Complutense de Madrid. 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Tel.: 913943016. Correo: malonso@ucm.es (Autor de correspondencia)

² Doctora en Psicología. Profesora Titular de Universidad. Dpto. de Antropología Social y Psicología Social. Facultad de Ciencias Políticas y Sociología. Campus de Somosaguas. Universidad Complutense de Madrid. 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Tel.: 913942616. Correo: ingesg@cps.ucm.es

Introducción

De un tiempo a esta parte, parece que no pasa un día sin que aparezcan en los medios de comunicación noticias relacionadas con conductas poco éticas de políticos, empresarios o profesionales que ocupan puestos de responsabilidad e incumplen las normas, roban, o intimidan. Si los líderes de la sociedad, los que tendrían que servir de modelo, no muestran una conducta normativamente apropiada (honesta, fiable, que muestre equidad y respeto hacia los otros) a través de sus acciones personales y sus relaciones interpersonales- es decir, lo que sería un liderazgo ético (p. ej., Brown & Treviño, 2005; Peng & Kim, 2020)- es difícil esperar que tanto jóvenes como mayores pongan de manifiesto otro tipo de conductas.

La relevancia de las conductas éticas en la actualidad también se ha visto reflejada en el ámbito científico, donde han gozado de amplio interés. Así, por ejemplo, se han abordado los factores que influyen en las conductas éticas de los estudiantes, como puedan ser la cultura de integridad en la institución (Kisamore et al., 2007), la influencia de la carrera cursada (Smyth & Davis, 2004) o las actitudes hacia conductas que incumplen las normas (Yu et al., 2020). Asimismo, son varios los meta-análisis que han abordado las causas de las conductas no éticas (Belle & Cantarelli, 2017), la relación entre actitudes y conductas éticas en estudiantes (Borkowski & Ugras, 1998) o la relación entre factores motivacionales y la falta de honradez académica (Krou et al., 2020).

De hecho, las diferentes etapas del proceso educativo juegan un papel fundamental en el desarrollo de orientaciones éticas. Así, por ejemplo, la educación en ética influye positivamente sobre la consciencia ética, así como la sensibilidad y el razonamiento moral (Lau, 2010). En la enseñanza secundaria española se abordan los valores éticos a lo largo de varios cursos a través de las asignaturas “Historia de la filosofía” y “Valores éticos”, en las que, además de abordar la ética y los autores más representativos, se plantea la mejora de los juicios de los estudiantes en sus procesos de toma de decisiones, utilizando, entre otras técnicas, los dilemas éticos. Las universidades, a su vez, se

centran especialmente en la transmisión de conocimientos y el desarrollo de competencias concretas, tales como la solución de problemas, el trabajo en equipo o la comunicación. Con ello se busca formar personas que puedan incorporarse al mundo del trabajo prestando un servicio a su organización y a la sociedad. Sin embargo, a pesar de la relevancia que adquiere la educación superior en el desarrollo moral de los estudiantes (Couch, 2005) y la importancia que se le concede a la ética en el diseño de las titulaciones universitarias, la ética es una variable que merece mayor atención en la formación de los estudiantes universitarios (p. ej., Drumwright et al., 2015).

Cabe señalarse, no obstante, que la importancia de la conducta ética trasciende la formación académica, tal y como señalan varios estudios que han analizado la relación que tienen las conductas poco éticas que los estudiantes muestran durante su etapa de formación con la que muestran posteriormente (p. ej., Guerrero-Dib, Portales, & Heredia-Escorza, 2020). Así, los estudiantes que hacen trampas o plagian en la universidad son más tolerantes con la necesidad de recurrir a conductas poco éticas en el lugar de trabajo (Lawson, 2004) y aquellos que muestran poca honestidad en la universidad tienen más probabilidades de ser poco honestos en el trabajo (Nonis & Smith, 2001).

Desarrollo y evaluación de la conducta ética

El desarrollo del razonamiento y de las conductas morales ha sido objeto de estudio en modelos como los de Kohlberg (p. ej., 1968; Kohlberg & Hersh, 1977) y Rest (p. ej., Bebeau et al., 1999; Narvaez & Rest, 1995), cuyas formulaciones han servido de base para desarrollos teóricos en la actualidad a pesar de remontarse a varias décadas atrás (Bairaktarova & Woodcock, 2017). Kohlberg plantea el desarrollo moral a través de tres niveles con dos estadios cada uno. Mientras que en el primer nivel se interpretan las etiquetas de bueno/malo o correcto/incorrecto en función de las consecuencias (físicas o hedónicas) o de la fuerza física que ejercen aquellos que formulan las normas y etiquetas, en el segundo nivel se mantienen las expectativas y normas de los grupos de pertenencia al tener valor en sí mismas con independencia de las consecuencias. En el tercer

nivel se separan los propios valores y principios de los otros y se tiene una mayor confianza en los propios principios morales. Dicho modelo fue posteriormente desarrollado por Rest y colaboradores desde una perspectiva neo-Kohlbergiana (Rest et al., 2000) y plantea que los cuatro procesos o componentes que dan lugar a la conducta moral comprenden la sensibilidad moral para reconocer las situaciones sociales; el razonamiento moral para valorar si las acciones son morales; la motivación para actuar de forma moral priorizando los valores morales sobre los valores personales y el carácter moral para implementar la acción seleccionada.

De cara a identificar el razonamiento moral, Kohlberg (Colby & Kohlberg, 1987) recurría a los dilemas éticos (es decir, situaciones que implican decisiones entre dos alternativas correctas o entre dos alternativas incorrectas; Schwartz, 2016) en entrevistas, narrándolos en primer lugar y haciendo posteriormente preguntas sobre los mismos. Dichos dilemas fueron utilizados posteriormente a través de escalas y cuestionarios tales como el DIT (Defining Issues Test; p. ej., Rest et al., 1974). Otro instrumento utilizado con frecuencia ha sido la escala ética multidimensional (MES) de Reidenbach y Robin (1988), que evalúa la toma de decisiones éticas a través de escenarios. Para cada escenario, los sujetos tienen que contestar 29 ítems relacionados con cinco filosofías normativas: justicia (p. ej., justo-injusto), utilitarismo (p. ej., eficiente-ineficiente), egoísmo (p. ej., egoísta-no egoísta), relativismo (p. ej., culturalmente aceptable-inaceptable) y deontología (p. ej., moralmente correcto-moralmente incorrecto). Tanto el DIT como el MES se han utilizado en diferentes ámbitos, incluyendo el educativo. Así, han sido objeto de estudio la eficacia de las actividades curriculares y extracurriculares sobre el conocimiento ético, el razonamiento ético y la conducta ética de los estudiantes universitarios (Finelli et al., 2012) o la relación entre valores culturales, personalidad, religiosidad y sensibilidad ética (Kara et al., 2016). Sin embargo, en investigaciones previas se ha aludido a ciertas limitaciones como las dudas generadas acerca de la validez discriminante del DIT (McMahon & Harvey, 2007) o a la necesidad de mejorar el contenido de los instrumentos con

escenarios (Mudrack & Mason, 2013a). A pesar de los problemas, tal y como señalan Kenny, Lincoln y Killian (2015), el uso de escenarios constituye un instrumento adecuado para la educación y evaluación ética y la construcción de escenarios o viñetas en los que aparece una conducta cuestionable constituye una metodología común (Mudrack & Mason, 2013b) para evaluar dimensiones o conductas éticas tales como la integridad personal (Fritzsche & Becker, 1984) o hacer trampas durante un examen (McCabe et al., 1994). En este artículo se plantea, por tanto, como objetivo la validación de una escala de ética que utiliza la técnica de escenarios educativos para medir la predisposición de actuación ética de los estudiantes en distintas situaciones educativas. La construcción del instrumento se basó en una escala de Akaah y Lund (1994) formulada originariamente por Newstrom y Ruch (1975) y que ha sido ampliamente utilizada en diversas investigaciones (p. ej., Zhang et al., 2018) durante más de 30 años para estudiar actitudes de empleados con respecto a problemas éticos habituales en el contexto laboral (Perryer & Scott-Ladd, 2014) a pesar de contar con una serie de limitaciones (p. ej., de validez de criterio; Kaptein, 2008). Por ello, siguiendo las recomendaciones articuladas en los últimos años de recurrir a enfoques centrados en contextos específicos (p. ej., Schmocker et al., 2019), y la realización de adaptaciones y actualizaciones de la escala realizadas en diferentes investigaciones, incluso dentro del ámbito específico para el que fue diseñada originalmente (Morales-Sánchez et al., 2020), se adaptó la escala al ámbito académico para que permitiese conocer la toma de decisiones en situaciones reales. Debido a que otros instrumentos como el DIT recurren a escenarios que abordan situaciones alejadas de la vida académica o extraacadémica del estudiante (p.ej., decisión a la que se enfrenta un médico en el ejercicio de su profesión), se optó por adaptar la escala al ámbito académico para facilitar que el estudiante expresara su predisposición a comportarse de forma ética en una situación cotidiana y conocida. Este instrumento, adaptado al contexto de las personas que lo cumplimentan (estudiantes), con situaciones propias de su entorno, propicia la interpretación del constructo evaluado, es decir, la predisposición a comportarse de forma ética.

En segundo lugar, se plantea, asimismo, evaluar la invarianza de medición del instrumento en función de dos variables -género y edad o nivel educativo - cuya relevancia ya fue señalada en relación al desarrollo cognitivo- moral (Rest, 1986 en Perryer & Tsahuridu, 2013) y que, de hecho, han sido objeto de análisis en múltiples investigaciones (p. ej., Lawson, 2004; Mudrack & Mason, 2013b). A este respecto, si bien los resultados de las investigaciones relativas a las diferencias de género y edad no son consistentes (p. ej., Loe et al., 2000; O’Fallon & Butterfield, 2005), en línea con investigaciones anteriores esperamos conductas más éticas en las mujeres en comparación con los hombres (Mubako et al., 2020), así como en los estudiantes cursando estudios en niveles educativos superiores (Dawson, 1997).

Metodología

Participantes

El instrumento se aplicó a una muestra formada por 662 estudiantes de la Comunidad de Madrid que fueron seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico de conveniencia intencionado (Martínez-Arias, 1995). El 37.5% eran estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria y el 12.4% de Bachillerato, todos del mismo instituto de la zona Oeste de Madrid. El 46.2% de la muestra eran estudiantes universitarios de distintos grados (Psicología, Derecho, Relaciones Laborales) y cursos (desde primero a cuarto) y el 3.9% estudiantes de máster de una Universidad de Madrid. El 62.8% eran mujeres y el 37.2% hombres y la edad media era de 18.29 años ($SD=5.10$). 57 participantes no indicaron su género y 12 no indicaron su edad.

Instrumento

Para la elaboración del instrumento se partió de la escala de conductas éticas de Akaah y Lund (1994), que consta de 17 ítems que miden los factores de uso personal, culpar a otros, falsificación, soborno, engañar y pasar gastos con cargo a la empresa. Debido a que dichos factores, que han sido utilizados previamente en diversas investigaciones (p. ej., Fritzsche, 1995, 2004), se inscribían en un contexto organizacional, no se

procedió a una traducción literal de los enunciados siguiendo los estándares de adaptación lingüística, sino optó en un primer paso por adaptar los ítems propios del contexto organizacional al educativo. En un segundo paso, se ampliaron los ejemplos en cada dimensión, de manera que se crearon 36 escenarios que reflejaban distintos dilemas éticos adaptados a entornos educativos mediante ejemplos de situaciones concretas que buscaban un paralelismo con las dimensiones del cuestionario de Akaah y Lund (1994). Así, para la dimensión de “uso personal” se crearon tres ítems relacionados con el hurto, dos con el aprovechamiento de dichos recursos y un ítem con el aprovechamiento del trabajo de otros; para la dimensión “culpar a otros” tres ítems relacionados con el ocultamiento de errores, tres relativos a culpar a otros, y tres ítems que suponen atribuirse el mérito del trabajo ajeno; para la dimensión de “falsificación” cinco ítems relacionados con hacer trampas para aprobar, cuatro relativos a conseguir un trato preferencial a través de mentiras y tres ítems relacionados con violar las normas. Para la dimensión de “soborno” se crearon cuatro ítems y para la dimensión de “engañar” cinco ítems. Por ejemplo, para el “hurto de materiales y suministros de la oficina” se redactó un ítem que reflejaba el hecho de hurtar: “Quedarse con un libro perdido de la biblioteca”. A su vez, la “falsificación de informes” se recogió mediante el ítem de “falsificar la firma de un compañero para ayudarlo a aprobar” o “llamar fingiendo que está enfermo para tomarse un día libre” se transformó en “pedir al médico un certificado para que le examinen otro día”.

Los elementos de la escala se presentaron alternando un elemento de cada dimensión y la escala fue revisada y mejorada por tres jueces, investigadores y docentes, con experiencia en afrontar situaciones éticas con los estudiantes. Dichos jueces eliminaron algunos elementos y modificaron otros para mejorar su comprensión y, por tanto, la validez de contenido, recurriendo a un análisis cualitativo.

Procedimiento

Con anterioridad a la aplicación del cuestionario, se explicó a todos los estudiantes la voluntariedad de la actividad y se pidió el

cumplimiento del consentimiento antes de aplicar la escala. Para la participación de los estudiantes de educación secundaria se solicitó autorización a la Dirección del centro, desde donde se facilitó la aplicación, mientras que se accedió a los estudiantes universitarios a través de los profesores que impartían docencia en cada uno de los grupos.

El instrumento se aplicó en papel y lápiz y en él se recogía información sobre el género, la edad, los estudios que se estaban realizando, el curso y el centro. Posteriormente se presentaban los 36 escenarios. A todos los estudiantes se les explicó que la escala planteaba distintos escenarios que podían darse en entornos educativos y que se trataba de conocer su forma habitual de comportarse. Para ello, se les pidió que señalaran la probabilidad de actuar de la forma planteada utilizando una escala de 1 (extremadamente improbable) a 7 (extremadamente probable).

Análisis de datos

De cara al análisis de datos se procedió, en primer lugar, con un análisis preliminar de la normalidad de la variable dependiente. En el análisis de los ítems de la escala se tuvieron en cuenta el índice de homogeneidad corregida y el coeficiente alfa si se elimina el ítem, siguiendo las recomendaciones señaladas por Lloret et al. (2014). La fiabilidad de la escala se calculó a través del alfa de Cronbach y el coeficiente omega (p. ej., Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016), mientras que la estimación de omega se basó en la solución aproximada de Hancock y An (2020).

Posteriormente, la muestra total se dividió en dos submuestras aleatorias. La primera de ellas se utilizó para la realización del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y la segunda para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Para el AFE se siguieron las pautas de Lloret et al. (2014) y dado que las distribuciones de las variables eran adecuadas y que la escala tenía siete categorías de respuesta, se utilizó la matriz de correlaciones de Pearson. El método utilizado para el AFE fue máxima verosimilitud (ML) y promín de rotación oblicua, ya que permitía una solución factorial más simple y fácil de interpretar. En concreto, los criterios utilizados para la toma de decisiones

respecto a la selección de ítems fueron los siguientes: cuando el índice de homogeneidad corregido (correlación ítem-total sin el ítem analizado) era inferior a .4; cuando tras la eliminación del ítem de la subescala aumentaba dicho alfa; cuando en los sucesivos análisis factoriales realizados la comunalidad era inferior a .3; o cuando el peso del ítem en el factor era inferior a .3. Estos criterios se tomaron en función de las recomendaciones de Brown (2015), si bien los puntos de corte fueron determinados por los autores.

Los análisis se realizaron con el programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006), mientras que el AFC fue realizado con el programa AMOS v.23, utilizando máxima verosimilitud y la matriz de correlaciones de Pearson. Para evaluar el ajuste se utilizaron los indicadores de bondad de ajuste recogidos por Herrero (2010): índice CFI (comparative fit index) recomendado $\geq .95$; TLI (Tucker-Lewis index) recomendado $\geq .93$; y el RMSEA (root mean square error of approximation) recomendado $\leq .05$.

A continuación, se analizó la invarianza en función del género y el nivel de estudios. El objetivo era conocer si el modelo resultante se mantiene estable para varones y mujeres, por un lado, y para estudiantes de instituto y de universidad, por otro. Es decir, si existe invarianza en la estructura factorial de la prueba. Siguiendo a Milfont y Fischer (2010) se tomaron como criterios de toma de decisiones los valores de CFI, el Gamma-Hat (GH) y el índice de ajuste no centralizado (NCI), ya que permiten identificar la invarianza de los parámetros y no están influenciados por la complejidad del modelo, ni por el tamaño de la muestra. En este sentido, suponen buenos indicadores cuando los incrementos de un modelo a otro no son superiores a .01 para CFI, .001 para GH y .02 para NCI. Por último, para analizar las relaciones entre las dos variables, se realizaron pruebas de diferencia de medias (*t*-test para muestras independientes).

Tabla 1. Análisis Factorial Exploratorio de la Escala Ética en Escenarios Educativos

	F1	F2	F3	F4	M	DE	Asimetría	Curtosis	h ²	r ítem-total
Factor 1: Engañar para aprobar.					19.78	7.59				
6.Falsificar firma para ayudar	.71	-.02	-.07	-.20	4.15	2.32	-.17	-1.54	.37	.47
21.Sacar los apuntes y copiar	.53	-.05	.24	-.01	4.39	2.1	-.29	-1.26	.43	.50
3.Ofrecerse a suplantar en el examen	.53	.06	-.12	.17	3.23	2.25	.46	-1.33	.36	.47
4.Hurtar un examen	.50	.48	-.08	-.19	4.45	2.19	-.36	-1.34	.51	.52
14.Copiar un trabajo	.49	.09	.15	.05	3.56	1.99	.22	-1.19	.44	.55
Factor 2: Hurtar.					12.15	6.16				
1.Coger del suelo dinero y no decir que se ha caído	-.17	.74	.01	.13	2.95	1.93	.73	-.61	.55	.57
5.Tomar el dinero y devolver la cartera	-.13	.71	.01	.04	3.40	2.19	.36	-1.28	.46	.54
36.Quedarse con el libro perdido de la biblioteca	.01	.53	.18	.02	2.99	2.11	.66	-.93	.42	.55
28.Llevarse objeto del profesor	.26	.48	-.04	-.07	2.80	2.05	.75	-.84	.34	.43
Factor 3: Ocultar información.					14.06	4.64				
25.Ocultar la página rota de un libro	-.07	.03	.79	-.12	4.96	1.92	-.61	-.81	.56	.57
26.No decir nada sobre un virus informático	-.12	.01	.78	.01	4.58	1.99	-.41	-1.06	.54	.54
19.Subir la nota en una autocorrección	.28	.16	.33	-.08	4.53	2.00	-.33	-1.14	.38	.41
Factor 4: Perjudicar a terceros.					16.15	7.57				
3.Decir que una idea era propia en vez de ajena	-.26	.09	.01	.62	2.58	1.86	.97	-.23	.36	.41
1.Acusar a otro compañero	-.11	.13	.03	.61	2.62	1.78	.85	-.43	.43	.52
17.Pedir al médico un certificado	.24	-.17	.11	.58	2.93	2.09	.66	-1.00	.46	.54
31.Amenazar si no se entrega material	.13	.22	-.14	.47	2.15	1.73	1.46	1.04	.41	.50
11.Soborno por cambio de turno	.40	-.08	-.10	.41	2.78	2.03	.76	-.80	.36	.45
24.Colarse sin esperar	.16	-.14	.32	.37	3.08	2.04	.58	-1.01	.33	.40

Nota. M=media; DE=desviación estándar; h²=comunalidad; r ítem total (índice de homogeneidad corregido).

Resultados

En el análisis de los ítems de la escala se observó que los índices de asimetría y curtosis estaban por debajo de 1.5, lo que indicaba una adecuada distribución de las variables. El análisis de normalidad multivariada no permitió afirmar que las puntuaciones totales en ética procedían de poblaciones normales (*Kolmogorov-Smirnov*=.041; *p*=.011). Sin embargo, hay que tener en cuenta que con muestras grandes estos estadísticos son muy sensibles. El histograma y los gráficos Q-Q de normalidad mostraron, por el contrario, una tendencia a dicha normalidad. Se constató la existencia de normalidad multivariada mediante el coeficiente de Mardia, cuyo valor de 18.21 resultó inferior a $p(p+2)$, siendo *p* el número de variables observadas (en nuestro caso, 18).

Tras la realización sucesiva de distintos análisis factoriales (AFE), la solución más satisfactoria al AFE se encontró con 18 elementos que se agrupaban en 4 factores. El número de factores se decidió teniendo en cuenta los requisitos marcados para los ítems y la facilidad para interpretar la solución. Los factores se denominaron “engañar para aprobar”, “perjudicar a terceros”, “ocultar información” y “hurtar”. Por tanto, los 36 escenarios iniciales se

Tabla 2. Indicadores de Fiabilidad de la Escala por Dimensión

	Alfa de Cronbach	Intervalos de confianza	Coefficiente Omega (ω)	Intervalos de confianza
Engañar	.74	[.70 - .77]	.73	[.70 - .77]
Ocultar información	.70	[.65 - .73]	.70	[.66 - .74]
Perjudicar a terceros	.73	[.69 - .77]	.73	[.69 - .77]
Hurtar	.73	[.70 - .77]	.74	[.70 - .77]

redujeron a 18 ítems, de los cuales cinco correspondían a “engañar para aprobar”, seis a “perjudicar a terceros”, tres a “ocultar información” y cuatro a “hurtar”.

En el análisis final realizado, la prueba Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ofreció un valor de .879, siendo la prueba de Bartlett significativa, $\chi^2(153)=1680.70$, *p*<.001. La medida de bondad de ajuste GFI mostró un valor de .99, de la misma forma que el índice RMSEA tuvo un valor de .05. Los datos indicaron, por tanto, la pertinencia del análisis factorial y el buen ajuste del modelo (Lloret et al., 2014).

A continuación, se calcularon los distintos estadísticos descriptivos de los ítems, así como las correlaciones ítem-total (ver Tabla 1).

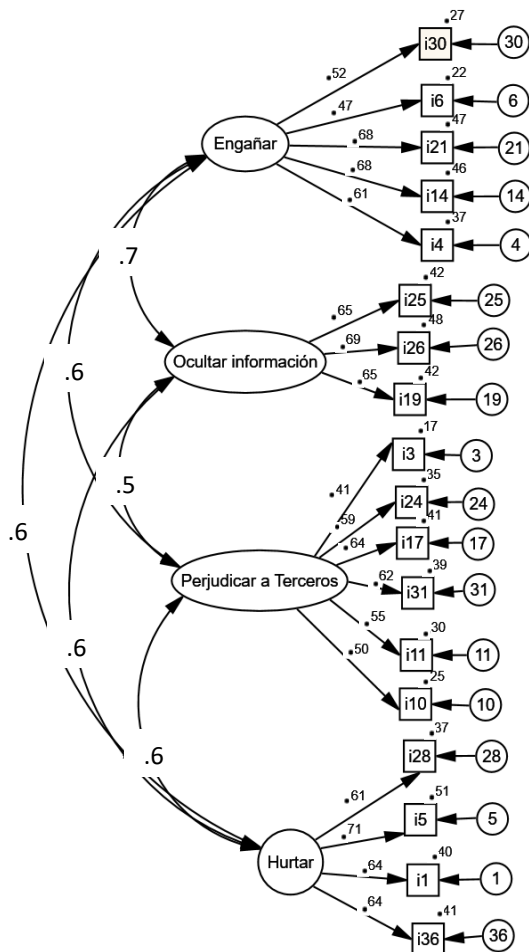


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio de la Escala Ética en Escenarios Educativos

Los indicadores de fiabilidad para las distintas subescalas, con los respectivos intervalos de confianza (ver Tabla 2), revelaron valores del coeficiente omega situados entre .70 y .73 para las distintas dimensiones. Los valores más bajos de los intervalos de confianza estaban por encima de .65.

Asimismo, se recoge en la Tabla 3 la matriz de correlaciones entre los cuatro factores.

El AFC (ver Figura 1) permitió confirmar la estructura encontrada a través de AFE. Los 18 elementos se agruparon en los mismos cuatro factores, con pesos superiores a .4 en todos los casos. Dicho punto de corte ha sido sugerido, por ejemplo, por Enders y Bandalos (2001), siempre que la muestra sea aceptable. Los coeficientes de determinación (r^2) de cada ítem variaron desde .17 (i3) hasta .51 (i5) y las correlaciones entre los cuatro factores fueron elevadas, observándose la más baja entre “ocultar información” y “perjudicar a terceros” (.53) y la más alta entre “ocultar información” y “engañar” (.79).

Tabla 3. Matriz de Correlaciones entre Factores en el AF

Factor	F1	F2	F3
1	1		
2	.42	1	
3	.54	.26	1
4	.51	.52	.48

Los indicadores de bondad de ajuste no llegaron a las recomendaciones que recoge Herrero (2010), dado que el índice CFI fue .91, el TLI .89, y el RMSEA de .059. Las cifras de ajuste mejoraron cuando se eliminaron los ítems con menores pesos (ítems i3, i6, i24, i30), pero se optó por mantener la estructura de ambos modelos (AFE y AFC) en cuanto al número de dimensiones y también respecto al número de ítems.

A continuación, se realizó un AFC multigrupo para analizar la invarianza factorial en función del género. El modelo sin restricciones probó si la estructura propuesta era igual para hombres que para mujeres. Proporcionó un ajuste de datos discreto, pero similar a cuando se tomó en cuenta un solo grupo, indicando que la estructura factorial del constructo es igual en todos los grupos ($\chi^2(258)=593.1$, $p<.001$; CFI=.88; RMSEA=.046).

Para probar la invarianza métrica se restringieron los coeficientes del patrón factorial para que fueran iguales. El incremento de CFI y de NCI cumplió con los criterios anunciados, pero el de GH fue de .002. Estos resultados indican que las cargas factoriales tienden a ser equivalentes en las dos muestras, lo que apoya la invarianza de medición de dos factores en los dos grupos, es decir que los ítems tienen relaciones similares con el constructo en todos los grupos. Sin embargo, el modelo de invarianza escalar, respecto al modelo anterior, debe ser rechazado, y no se puede garantizar que las puntuaciones obtenidas están totalmente relacionadas con el nivel de rasgo latente de los sujetos, independientemente de su grupo. Al analizar la invarianza para los grupos de estudiantes de universidad y estudiantes de institutos se obtuvieron resultados similares a cuando se atendía al género (ver Tabla 4). Debido a que los indicadores de ajuste fueron muy discretos, se confirmó la invarianza métrica, pero no se pudo aceptar la invarianza escalar.

Tabla 4. Modelos de Invarianza Factorial en Función del Género y el Nivel de Estudios en la Muestra Total

		χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$	CFI	Δ CFI	TLI	RMSEA	AIC	GH	Δ GH	NCI	Δ NCI
Género	1.Configural	593.10 (258)	---	.879	---	.857	.046	833.104	.947	---	.776	---
	2.Métrica	599.58 (272)	6.48	.882	.003	.867	.045	811.584	.948	.001	.781	.004
	3.Escalar	697.72 (290)	98.13	.853	-.029	.845	.048	873.717	.936	-.012	.735	-.046
	4.Estricta	717.024 (300)	19.31	.850	-.003	.847	.048	873.024	.934	-.001	.729	-.005
Nivel de estudios	1.Configural	613.382 (258)	---	.880	---	.858	.050	853.382	.944	---	.764	---
	2.Métrica	639.64 (272)	26.26	.876	-.004	.861	.050	851.640	.942	-.002	.757	-.007
	3.Escalar	821.67 (290)	182.03	.821	-.055	.811	.050	997.670	.918	-.024	.669	-.088
	4.Estricta	861.251 (300)	39.58	.811	-.010	.807	.050	1017.251	.914	-.004	.654	-.015

Nota. χ^2 (gl)=estadístico ji cuadrado y grados de libertad; $\Delta\chi^2$ =incremento ji cuadrado respecto al modelo previo; CFI=Comparative fit index; Δ CFI=incremento CFI; TLI=Tucker-Lewis index; RMSEA=root mean square error of approximation; AIC=criterio de información de Akaike; GH=estadístico Gamma hat; Δ GH=incremento en Gamma Hat; NCI=índice de ajuste no centralizado de McDonald; Δ NCI=incremento NCI.

Tabla 5. Dimensiones Éticas Resultantes Segmentadas en Función del Género y el Nivel de Estudios

Género	Nivel de Estudios	N	Engañar		Ocultar información		Perjudicar a otros		Hurtar	
			M	DE	M	DE	M	DE	M	DE
Hombres	Estudiantes de instituto	147	4.22	1.48	4.63	1.59	3.49	1.42	3.62	1.62
	Estudiantes de universidad	81	3.65	1.49	4.52	1.68	2.15	0.86	3.22	1.55
	Total	228	4.01	1.51	4.59	1.62	3.01	1.40	3.48	1.60
Mujeres	Estudiantes de instituto	165	4.05	1.56	4.59	1.63	2.96	1.25	2.68	1.53
	Estudiantes de universidad	212	3.69	1.40	4.70	1.52	2.33	0.97	2.77	1.37
	Total	377	3.85	1.48	4.65	1.57	2.60	1.14	2.73	1.44
Total	Estudiantes de instituto	312	4.13	1.52	4.60	1.61	3.21	1.36	3.12	1.64
	Estudiantes de universidad	293	3.68	1.42	4.65	1.56	2.28	0.94	2.89	1.43
	Total	605	3.91	1.49	4.63	1.59	2.76	1.26	3.01	1.54

Nota. Las puntuaciones más altas reflejan una predisposición mayor de realizar una conducta poco ética.

A pesar de que los datos de invarianza no permitían realizar con suficientes garantías la comparación de puntuaciones en ética, se realizaron pruebas de diferencias de medias para muestras independientes en función del género y el nivel de estudios. La prueba *t* de Student puso de manifiesto diferencias significativas en la dimensión de “perjudicar a otros” ($t=3.71$; $p<.001$; $d=0.32$) y “hurtar” ($t=5.77$; $p<.001$; $d=0.48$) con un tamaño de efecto medio y puntuaciones menos éticas en hombres. A su vez, los contrastes realizados en función de si los estudiantes eran de universidad o instituto mostraron diferencias significativas en dos de las dimensiones: “engañar” ($t=4.27$; $p<.001$; $d=0.33$) y “perjudicar a terceros” ($t=10.52$; $p<.001$; $d=0.76$), en las que los estudiantes de instituto presentaron puntuaciones menos éticas (ver Tabla 5).

Discusión y Conclusiones

La actuación acorde a las normas y principios establecidos en la sociedad constituye un objetivo central en la formación y desarrollo de las personas. De hecho, conforme van avanzando los estudiantes en su camino por los diferentes niveles educativos se van sentando los fundamentos para futuras actuaciones éticas como futuros profesionales en el mundo laboral, así como en la vida en general. La relevancia de la conducta ética trasciende, por tanto, el ámbito académico, por lo que resulta necesario conocer la predisposición de los estudiantes a llevar a cabo conductas éticas o poco éticas en el transcurso de sus estudios.

La Escala de Ética en Escenarios Educativos (EEEE) constituye en este contexto una herramienta desarrollada en el ámbito español

que, con sus dieciocho ítems seleccionados mediante el Análisis Factorial Exploratorio y posteriormente mediante el Análisis Factorial Confirmatorio, permite disponer de una escala con unos índices de fiabilidad y validez de constructo adecuados, así como con el suficiente número de ítems o escenarios para justificar las cuatro dimensiones encontradas (engañar para aprobar, perjudicar a terceros, ocultar información y hurtar). En este sentido, en comparación con otros instrumentos que recurren, por ejemplo, a la ética normativa como el MES en su formulación original (Reidenbach & Robin, 1988), en el presente trabajo se ha abordado la predisposición para realizar conductas éticas específicamente en contextos educativos.

La fiabilidad total de cada subescala se sitúa por encima de 0.7 tomando como referencia el coeficiente omega, punto que se utiliza normalmente como criterio con fines de investigación- especialmente teniendo en cuenta el reducido número de elementos para cada subescala. A este respecto, cabe considerarse que el instrumento no deba utilizarse con fines de evaluación para tomar decisiones de selección de estudiantes, excepto, por ejemplo, de cara a la asignación a cursos de formación específicos que les permitan mejorar competencias éticas. El alto grado de correlación observado entre factores, tal y como queda reflejado en la Figura 1, invita a plantear estudios para analizar la posible unidimensionalidad del instrumento, lo que permitiría distintas opciones a la hora de interpretar las puntuaciones del test (una puntuación global o puntuaciones por factor), máxime de cara a su aplicación con fines de intervención. En este sentido, el instrumento permitiría contar con una medida total relativa al nivel ético de un estudiante o diferenciar facetas concretas que permitan distinguir a personas con puntuaciones éticas en unas dimensiones y poco éticas en otras. Estos nuevos análisis se pueden abordar en el futuro a través de la utilización de índices estadísticos de modelo bifactor como el ECV (Explained Common Variance), el PUC (Percentage of Uncontaminated Correlations) y el omega jerárquico (ver, por ejemplo, Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017).

Teniendo en cuenta que los análisis relativos a la invarianza no ofrecen buenos resultados, una

opción habría sido realizar análisis de invarianza parcial para detectar los ítems no equivalentes entre los grupos, pero entre los procedimientos posibles no hay acuerdo entre los investigadores en los criterios a aplicar cuando no se cumple la invarianza (Milfont & Fischer, 2010).

En futuros estudios se podrá analizar, a este respecto, la estructura del cuestionario con otras muestras, dado que los datos de invarianza no garantizan las comparaciones entre grupos (Milfont & Fischer, 2010). A pesar de las limitaciones de nuestro estudio en ese sentido, estudios previos que han analizado la relación entre género y conducta ética, tales como el trabajo de Borkowski y Ugras (1998), están en la misma línea que el nuestro señalando que las mujeres muestran conductas más éticas que los hombres. Si bien no se ha observado consistentemente en investigaciones anteriores, Mudrack y Mason (2013b) señalan que, en caso de observarse, las mujeres tienden a ser más críticas con acciones discutibles que los hombres. De hecho, en un estudio que analizó las conductas éticas y justificaciones de dichas conductas en el ámbito laboral en más de 2700 gerentes se observó que los hombres actuaban, en mayor medida, de forma poco ética (p. ej., evadiendo impuestos), tendiendo, asimismo, a justificar dichas acciones poco éticas (Chen et al., 2016). En lo que a la edad se refiere, y a pesar de que los diferentes estudios realizados al respecto (Loe et al., 2000) no son concluyentes, Borkowski y Ugras (1998) también sugieren que los estudiantes mayores muestran conductas más éticas que los más jóvenes. Estas pautas se pueden deber a que, conforme van avanzando a lo largo de los itinerarios educativos y van cumpliendo años, los estudiantes maduran y sus objetivos están más centrados en el aprendizaje (en lugar de “en aprobar”), lo que puede ir acompañado de una mayor predisposición a llevar a cabo conductas más éticas.

Disponer de un instrumento para evaluar la predisposición de actuación ante situaciones que plantean dilemas éticos a los estudiantes, tomando como referencia situaciones reales que éstos viven, debería permitir no sólo conocer la predisposición a comportarse de determinada forma, sino servir de justificación para poner en marcha programas de intervención que mejoren

las competencias éticas de los estudiantes. La finalidad última del diseño de dichas intervenciones, así como de la evaluación de su eficacia, radicaría precisamente en aumentar las conductas éticas de nuestros alumnos para conseguir profesionales más íntegros y una sociedad mejor. Ahora bien, ¿cómo incluir programas de intervención ética en los centros de estudios que vayan más allá de la teoría y los conceptos? A este respecto, entre las metodologías de enseñanza que han resultado ser más eficaces para desarrollar habilidades éticas se ha identificado el aprendizaje activo a través de actividades tales como discusiones de grupo (Bairaktarova & Woodcock, 2016; Miñano et al., 2017). En este sentido, el presente estudio puede servir de base para plantear intervenciones dirigidas específicamente a reducir conductas poco éticas como el engaño para aprobar, perjudicar a terceros, ocultar información y hurtar. Entre dichas actividades se puede abordar, a modo de ejemplo, un re-encuadre de conductas poco éticas, de manera que copiar deje de tener valor y pase a ser una conducta poco ética para todos; la recompensa no estaría, por tanto, en conseguir una nota (meta extrínseca), sino que el aprendizaje adquiriría un carácter intrínseco (Davy et al., 2007). De forma parecida, si los estudiantes justifican ocultar información como estrategia para evitar sanciones, problemas, o reprimendas por parte de los profesores, el reencuadre podría ir dirigido a incrementar su compromiso y sentido de pertenencia con el centro (a través de la realización de actividades concretas; Finelli et al., 2012) o hacia la puesta en marcha por parte de la organización de políticas en las que primara la integridad (Kisamore et al., 2007). También resultaría de interés abordar en futuros estudios las causas para las conductas éticas -y menos éticas- de los estudiantes. Así, cabría incidir en el análisis de variables que influyen de forma diferencial sobre cada una de las conductas identificadas (p. ej., Kara et al., 2016), como pueda serlo la presión del grupo normativo del estudiante para que se oculte información o el conocimiento relativo a la realización de trampas previas por parte de algún miembro de la comunidad estudiantil, así como la relación entre las diferentes conductas éticas y variables tales como la conducta prosocial (Balabanian &

Lemos, 2018) o la conducta empática (Auné et al., 2017).

Como limitaciones de este estudio podemos señalar que, si bien la muestra utilizada cumple con los criterios estadísticos requeridos para los análisis realizados, dicha muestra podría ampliarse en investigaciones futuras, incluyendo la recogida de datos en distintos centros educativos y de diferentes niveles, como pueda serlo la formación profesional. Asimismo, hubiera enriquecido el trabajo la posibilidad de relacionar las puntuaciones obtenidas con otros instrumentos que evalúen actuaciones éticas o con conductas reales que sirvieran de criterio. En este sentido, no puede descartarse que se haya producido deseabilidad social al carecer de un contraste con el comportamiento demostrado. También resultaría de interés la realización de estudios longitudinales que permitiesen analizar las posibles mejoras en las puntuaciones éticas en los diferentes niveles educativos, así como, en concreto, en las transiciones entre dichos niveles educativos y la incorporación al mundo laboral. Por último, merece mención aparte que, al no tratarse de una muestra aleatoria, representativa de una población, no se pueden generalizar los resultados.

No obstante, la escala presentada supone un avance destacable al proporcionar un instrumento para evaluar la predisposición de actuación ética ante situaciones propias del entorno que plantean dilemas éticos en estudiantes. En la medida en que se aborden en los títulos universitarios, de forma generalizada, las competencias éticas, éstas tomarán mayor protagonismo y será más probable que se evalúen y se intervenga sobre ellas.

Referencias

- Akaah, I. P., & Lund, D. (1994). The influence of personal and organizational values on marketing professions' ethical behavior. *Journal of Business Ethics, 13*, 417-430. <https://doi.org/10.1007/BF0088145>
- Auné, S., Abal, F., & Attorresi, H. (2017). Propiedades psicométricas de una prueba de conducta empática. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 45*, 47-56.

- <https://doi.org/10.21865/RIDEP45.3.04>
- Bairaktarova, D., & Woodcock, A. (2017). Engineering student's ethical awareness and behavior: A new motivational model. *Science and Engineering Ethics, 23*, 1129-1157. <https://doi.org/10.1007/s11948-016-9814-x>
- Balabanian, C., & Lemos, V. (2018). Desarrollo y estudio psicométrico de una escala para evaluar conducta prosocial en adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 48*, 177-188. <https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.15>
- Bebeau, M. J., Rest, J. R., & Narvaez, D. (1999). Beyond the promise: A perspective on research in moral education. *Educational Researcher, 28*, 18-26.
- Belle, N., & Cantarelli, P. (2017). What causes unethical behavior? A meta-analysis to set an agenda for public administration research. *Public Administration Review, 77*, 327-339. <https://doi.org/10.1177/0734371X17721301>
- Borkowski, S. C., & Ugras, Y. J. (1998). Business students and ethics: A meta-analysis. *Journal of Business Ethics, 17*, 1117-1127. <https://doi.org/10.1023/A:1005748725174>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Brown, M. E., & Trevino, L. K. (2005). Ethical leadership: A social learning perspective for construct development and testing. *Organizational Behavior & Human Decision Processes, 97*, 117-134. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2005.03.002>
- Chen, C., Velasquez Tuliao, K., Cullen, J. B., & Chang, Y.-Y. (2016). Does gender influence managers' ethics? A cross-cultural analysis. *Business Ethics: A European Review, 25*, 345-362. <https://doi.org/10.1111/beer.12122>
- Colby, A., & Kohlberg, L. (Eds.) (1987). *The measurement of moral judgment (Vols. 1 and 2)*. New York: Cambridge University Press.
- Couch, S. (2005). Doing the right thing: Ethical issues in higher education. *Journal of Family and Consumer Sciences, 97*, 20-26.
- Davy, J. A., Kincaid, J. F., Smith, K. J., & Trawick, M. A. (2007). An examination of the role of attitudinal characteristics and motivation on the cheating behavior of business students. *Ethics & Behavior, 17*, 281-302. <https://doi.org/10.1080/10508420701519304>
- Dawson, L. M. (1997). Ethical differences between men and women in the sales profession. *Journal of Business Ethics, 16*, 1143-1152. <https://doi.org/10.1023/A:1005721916646>
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones, 3*, 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Drumwright, M., Prentice, R., & Biasucci, C. (2015). Behavioral ethics and teaching ethical decision making. *Decision Sciences Journal of Innovative Education, 13*, 431-458. <https://doi.org/10.1111/dsji.12071>
- Enders, C., & Bandalos, D. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 8*, 430-457. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0803_5
- Finelli, C. J., Holsapple, M. A., Ra, E., Bielby, R. M., Burt, B. A., Carpenter, D. D., Harding, T. S., & Sutkus, J. A. (2012). An assessment of engineering students' curricular and co-curricular experiences and their ethical development. *Journal of Engineering Education, 101*, 469-494. <https://doi.org/10.1002/j.2168-9830.2012.tb00058.x>
- Fritzsche, D. J. (1995). Personal values: Potential keys to ethical decision making. *Journal of Business Ethics, 14*, 909-922. <https://doi.org/10.1007/BF00882069>
- Fritzsche, D. J. (2004). *Business ethics: A global and managerial perspective*. Burr Ridge, IL: McGraw-Hill Irwin.
- Fritzsche, D., & Becker, H. (1984). Linking management behavior to ethical philosophy—An empirical investigation. *The Academy of Management Journal, 27*, 166-175. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/255964>
- Guerrero-Dib, J. G., Portales, L., & Heredia-Escorza, Y. (2020). Impact of academic integrity on workplace ethical behaviour. *International Journal for Educational Integrity, 16*.

- <https://doi.org/10.1007/s40979-020-0051-3>
Hancock, G. R., & An, J. (2020). A closed-form alternative for estimating omega reliability under unidimensionality. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspective*, 18, 1-14.
<https://doi.org/10.1080/15366367.2019.1656049>
- Herrero, J. (2010). El análisis factorial confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: Un ejemplo con el cuestionario de autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19, 289-300. <https://doi.org/10.5093/in2010v19n3a9>.
- Kaptein, M. (2008). Developing a measure of unethical behavior in the workplace: A stakeholder perspective. *Journal of Management*, 34, 978-1008.
<https://doi.org/10.1177/0149206308318614>
- Kara, A., Rojas-Méndez, J. I., & Turan, M. (2016). Ethical evaluations of business students in an emerging market: Effects of ethical sensitivity, cultural values, personality, and religiosity. *Journal of Academic Ethics*, 14, 297-325.
<https://doi.org/10.1007/s10805-016-9263-9>
- Kenny, B., Lincoln, M., & Killian, F. (2015). Ethics cases: Do they elicit different levels of ethical reasoning? *Journal of Academic Ethics*, 13, 259-275.
<https://doi.org/10.1007/s10805-015-9234-6>
- Kisamore, J. L., Stone, T. H., & Jawahar, I. M. (2007). Academic integrity: The relationship between individual and situational factors on misconduct contemplations. *Journal of Business Ethics*, 75, 381-394.
<https://doi.org/10.1007/s10551-006-9260-9>
- Kohlberg, L. (1968). The child as a moral philosopher. *Psychology Today*, 2, 25-30.
- Kohlberg, L., & Hersh, R. H. (1977). Moral development: A review of the theory. *Theory into Practice*, 16, 53-59.
<https://doi.org/10.1080/00405847709542675>
- Krou, M. R., Fong, C. J., & Hoff, M. A. (2021). Achievement motivation and academic dishonesty: A meta-analytic investigation. *Educational Psychology Review*, 33, 427-458.
<https://doi.org/10.1007/S10648-020-09557-7>
- Lau, C. L. L. (2010). A step forward: Ethics education matters! *Journal of Business Ethics*, 92, 565-584.
<https://doi.org/10.1007/s10551-009-0173-2>
- Lawson, R. A. (2004). Is classroom cheating related to business students' propensity to cheat in the "real world"? *Journal of Business Ethics*, 49, 189-199.
<https://doi.org/10.1023/B:BUSI.0000015784.34148.cb>
- Loe, T. W., Ferrell, L., & Mansfield, P. (2000). A review of empirical studies assessing ethical decision making in business. *Journal of Business Ethics*, 25, 185-204.
<https://doi.org/10.1023/A:1006083612239>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). ACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38, 88-91.
<https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30, 1151-1169.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Martínez-Arias, R. (1995). El método de encuestas por muestreo: Conceptos básicos. En M. T. Anguera, J. Arnau, M. Ato, R. Martínez, J. Pascual y G. Vallejo, *Métodos de Investigación en Psicología* (pp. 385-431). Madrid: Síntesis
- McCabe, D. L., Dukerich, J. M., & Dutton, J. E. (1994). The effects of professional education on values and the resolution of ethical dilemmas: Business school vs. law school students. *Journal of Business Ethics*, 13, 693-700. <https://doi.org/10.1007/BF00881328>
- McMahon, J. M., & Harvey, R. J. (2007). Psychometric properties of the Reidenbach-Robin multidimensional ethics scale. *Journal of Business Ethics*, 72, 27-39.
<https://doi.org/10.1007/s10551-006-9153-y>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 111-121.
<https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Miñano, R., Uruburu, Á., Moreno-Romero, A., & Pérez-López, D. (2017). Strategies for teaching professional ethics to IT Engineering degree students and evaluating the result.

- Science and Engineering Ethics*, 23, 263-286.
<https://doi.org/10.1007/s11948-015-9746-x>
- Morales-Sánchez, R., Orta-Pérez, M., & Rodríguez-Serrano, M. Á. (2020). The benefits of auditors' sustained ethical behavior: Increased trust and reduced costs. *Journal of Business Ethics*, 166, 441-459.
<https://doi.org/10.1007/s10551-019-04298-2>
- Mubako, G., Bagchi, K., Udo, G., & Marinovic, M. (2021). Personal values and ethical behavior in accounting students. *Journal of Business Ethics*, 174, 161-176.
<https://doi.org/10.1007/s10551-020-04606-1>
- Mudrack, P. E., & Mason, E. S. (2013a). Dilemmas, conspiracies, and sophie's choice: Vignette themes and ethical judgments. *Journal of Business Ethics*, 118, 639-653.
<https://doi.org/10.1007/s10551-012-1611-0>
- Mudrack, P. E., & Mason, E. S. (2013b). Ethical judgments: What do we know, where do we go? *Journal of Business Ethics*, 115, 575-597.
<https://doi.org/10.1007/s10551-012-1426-z>
- Narvaez, D., & Rest, J. R. (1995). The four components of acting morally. En W. Kurtines & J. Gewirtz (Eds.), *Moral behavior and moral development: An introduction* (pp. 385-400). New York: McGraw-Hill.
- Newstrom, J. W., & Ruch, W. A. (1975). The ethics of management and the management of ethics. *MSU Business Topics*, 23, 29-37.
- Nonis, S., & Swift, C. O. (2001). An examination of the relationship between academic dishonesty and workplace dishonesty: A multicampus investigation. *Journal of Education for Business*, 77, 69-77.
<https://doi.org/10.1080/08832320109599052>
- O'Fallon, M. J., & Butterfield, K. D. (2005). A review of the empirical ethical decision-making literature: 1996-2003. *Journal of Business Ethics*, 59, 375-413.
<https://doi.org/10.1007/s10551-005-2929-7>
- Peng, A. C., & Kim, D. (2020). A meta-analytic test of the differential pathways linking ethical leadership to normative conduct. *Journal of Organizational Behavior*, 41, 348-368.
<https://doi.org/10.1002/job.2427>
- Perryer, C., & Scott-Ladd, B. (2014). Deceit, misuse and favours: Understanding and measuring attitudes to ethics. *Journal of Business Ethics*, 121, 123-134.
<https://doi.org/10.1007/s10551-012-1593-y>
- Perryer, C., & Tsahuridu, E. (2013). An exploration of influences on attitudes to giving and receiving gifts. *Asia Pacific Management Review*, 18, 345-357.
<https://doi.org/10.6126/APMR.2013.18.3.06>
- Reidenbach, R. E., & Robin, D. P. (1988). Some initial steps toward improving the measurement of ethical evaluations of marketing activities. *Journal of Business Ethics*, 7, 871-879.
<https://doi.org/10.1007/BF00383050>
- Rest, J., Cooper, D., Coder, R., JoAnna, M., & Douglas, A. (1974). Judging the important issues in moral dilemmas: An objective measure of development. *Developmental Psychology*, 10, 491-501.
<https://doi.org/10.1037/H0036598>
- Rest, J. R., Narvaez, D., Thoma, S. J., & Bebeau, M. J. (2000). A Neo-Kohlbergian approach to morality research. *Journal of Moral Education*, 29, 381-395.
<https://doi.org/10.1080/713679390>
- Schwartz, M. S. (2016). Ethical decision-making theory: An integrated approach. *Journal of Business Ethics*, 139, 755-776.
<https://doi.org/10.1007/S10551-015-2886-8>
- Schmocker, D., Tanner, C., Katsarov, J., & Christen, M. (2019). An advanced measure of moral sensitivity in business. *European Journal of Psychological Assessment*, 1-10.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000564>
- Smyth, M. L., & Davis, J. R. (2004). Perceptions of dishonesty among two-year college students: Academic versus business situations. *Journal of Business Ethics*, 51, 63-73.
<https://doi.org/10.1023/B:BUSI.0000032347.79241.3c>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Yu, H., Glanzer, P. L., & Johnson, B. R. (2020). Examining the relationship between student attitude and academic cheating. *Ethics & Behavior*, 1-13.

<https://doi.org/10.1080/10508422.2020.18177>

46

Zhang, C., Mayer, D. M., & Hwang, E. (2018). More is less: Learning but not relaxing buffers deviance under job stressors. *The Journal of Applied Psychology, 103*, 123-136.
<https://doi.org/10.1037/apl0000264>