

CONSIDERACIONES SOBRE LA NATURALEZA DE LA ESCALA DE LIKERT A TRAVÉS DE DIFERENTES ESTRUCTURACIONES DE LOS DATOS. UNA APLICACIÓN PARA IDENTIFICAR ESTILOS DE APRENDIZAJE EN UN ENTORNO UNIVERSITARIO

RAMÓN ÁLVAREZ-ESTEBAN

Universidad de León. León. España

ramon.alvarez@unileon.es

ORCID iD: <http://orcid.org/0000-0002-4751-2797>

JOSÉ LUIS VÁZQUEZ-BURGUETE

Universidad de León. León. España

jose-luis.vazquez@unileon.es

ORCID iD: <http://orcid.org/0000-0003-0804-027X>

RESUMEN

La controversia sobre la consideración de los ítems-Likert medidos en escala ordinal o de intervalo dentro de los cuestionarios, así como la construcción de una escala-Likert mediante agregación de estos ítems, sigue enfrentando a los investigadores. Técnicas de análisis de datos multidimensionales como el análisis de correspondencias múltiples (ACM) y el análisis de componentes principales (ACP) obtienen estructuras dependiendo de la naturaleza de los datos, mientras que el análisis factorial múltiple dual (AFMD) permite construir configuraciones comparables para cada grupo de una muestra. En este trabajo, se estudian los diferentes estilos de aprendizaje (EA) mediante un cuestionario. El objetivo radica en mostrar configuraciones multidimensionales estables con estas técnicas, compartiendo una estructura común que relaciona los estilos colaborativo, dependiente y participativo. Se evidencia que estos estilos se contraponen al elusivo. Igualmente, se obtienen algunas diferencias multidimensionales por sexo, considerado como variable ilustrativa (ACM y ACP) y también de forma activa (AFMD).

PALABRAS CLAVE

ítem-Likert; escala-Likert; tabla múltiple; correspondencias múltiples; análisis factorial múltiple dual; GRSLSS estilos de aprendizaje.

CONSIDERATIONS ON THE NATURE OF THE LIKERT SCALE IN DIFFERENT DATA STRUCTURES: AN APPLICATION TO IDENTIFY LEARNING STYLES IN UNIVERSITY STUDENTS

Cómo citar este artículo / Citation: Alvarez-Esteban, Ramon y José Luis Vázquez-Burguete. 2024. Consideraciones sobre la naturaleza de la escala de Likert a través de diferentes estructuraciones de los datos. Una aplicación para identificar estilos de aprendizaje en un entorno universitario, Revista Internacional de Sociología 82 (3): e258. <https://doi.org/10.3989/ris.2024.82.3.M23-05>

Copyright: © 2024 CSIC. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia de uso y distribución Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional (CC BY 4.0)

Recibido: 03/11/2022. **Aprobado:** 01/07/2024

Publicado: 21/11/2024

ABSTRACT

The controversy regarding the consideration of Likert-scale items as either ordinal or interval within questionnaires, as well as the construction of a Likert scale by aggregating them, continues to challenge researchers. Multidimensional data analysis techniques such as Multiple Correspondence Analysis (MCA) and Principal Component Analysis (PCA) provide structures depending on the nature of the data. Dual Multiple Factor Analysis (DMFA) allows constructing comparable configurations for each group in a sample. The paper analyses the different learning styles of a sample of university students using a questionnaire, showing stable multidimensional configurations using these techniques, revealing a common structure in which collaborative, dependent, and participative learning styles are related, in contrast to the avoidant style. Some multidimensional differences by gender were also found when considered as an illustrative variable (ACM and ACP) and also active (AFMD).

KEYWORDS

item-Likert; Likert scale; multiple table; multiple correspondence analysis; dual multiple factor analysis; GRSLSS learning styles.

INTRODUCCIÓN

La medición de actitudes es un proceso complejo que involucra valoraciones emocionales y cognitivas hacia objetos, individuos, grupos o conceptos. Hace ya cerca de un siglo, Thurstone (1928) propuso una solución para proceder a esta medición, considerando que la variable analizada era de tipo continuo ordinal, y asignando a cada individuo una puntuación ponderada por la importancia que los jueces habían definido previamente en la fase de diseño. Desde esta perspectiva, Thurstone y Chave (1929) desarrollaron una escala con intervalos que consideraron equidistantes para medir actitudes. Al poco tiempo, Likert (1932) postuló que la variable analizada fuera medida asignando valores numéricos discretos a las posibles respuestas, construyendo una nueva escala de respuesta bipolar *acuerdo/desacuerdo* (A/D) de cinco modalidades, no siendo necesaria una escala continua. Consideraba la existencia de ‘factores’ (variables latentes o grupos de ítems) para representar actitudes, susceptibles de agregación en una escala sintética. Tampoco utilizaba jueces para la construcción de escalas de actitud, lo que facilita la aplicación de esta metodología y explica su gran extensión en el campo de las ciencias sociales. En otras palabras, la intención de Likert era pasar de una escala ordinal a una de intervalo, suponiendo igual distancia entre todas las categorías de respuesta y obteniendo la puntuación para cada individuo (escala-Likert) como la media o la suma de los valores numéricos de los ítems-Likert que corresponden al mismo factor. Con ello, se buscaba construir una escala que facilitase la recogida de datos y su tratamiento, si bien el propio Likert señalaba (muy acertadamente), que su trabajo no cerraba el problema, como se ha visto confirmado al seguir atrayendo el interés de los investigadores hasta la actualidad. Años más tarde, Stevens (1946) recogería algunas conclusiones de la British Association for the Advancement of Science respecto a poder medir las sensaciones humanas, indicando que no existía consenso ni siguiera sobre dicho concepto (‘asignar números a las cosas’), y definiendo las cuatro escalas tradicionales de medida: nominal, ordinal, intervalo y razón (subyaciendo la idea de linealidad para las dos últimas).

La controversia sobre la consideración de los ítems-Likert medidos en escala ordinal o de intervalo dentro de los cuestionarios, así como la construcción de una escala-Likert mediante agregación de ítems-Likert, sigue enfrentando a los investigadores. Comprender la naturaleza de las variables es fundamental para entender el proceso de extracción de la información, elegir la técnica de análisis de datos adecuada, la agregación de los ítems-Likert en una escala-Likert, interpretar los resultados y tomar decisiones.

La tradicional falta de normalidad obtenida a partir de los ítems-Likert con cinco modalidades ha hecho que se estudie incrementarlas con el fin de facilitar el paso de considerar una escala discreta a continua y poder utilizar contrastes paramétricos. Los estilos de aprendizaje (EA) son una parte muy concreta del proceso de aprendizaje. Se consideran factores o variables latentes no directamente observables, teniendo en cuenta que cada persona percibe, procesa, almacena y recupera datos e información (es decir, aprende) de forma distinta. Al ser actitudes abstractas, su estudio comparte la problemática señalada anteriormente. De ahí que, en este artículo, planteemos que la identificación del EA más adecuado para cada persona permitiría mejorar la eficacia en el aprendizaje.

En la primera sección, introducimos los estilos de aprendizaje (EA), utilizando un modelo denominado GRSLS con un cuestionario que contiene tanto ítems como escalas Likert. Se pretende determinar, así, la puntuación de cada persona en un factor y su clasificación para identificar distintos estilos de aprendizaje en un entorno universitario. La segunda sección aborda los ítems-Likert de acuerdo/desacuerdo (A/D), una revisión del tratamiento estadístico bajo la óptica de los distintos tipos de escalas de medida y la construcción de una escala-Likert partiendo de los ítems-Likert, mientras que la sección tercera contiene los objetivos y la metodología multidimensional propuesta (ACM, ACP y AFMD) para el tratamiento de datos en función de la consideración que se realice sobre la naturaleza de los ítems-Likert y de la escala Likert. La cuarta sección describe los datos correspondientes a una encuesta sobre EA, para finalizar en la quinta sección con la interpretación de los resultados obtenidos.

ESTILOS DE APRENDIZAJE

La literatura proporciona gran variedad de definiciones sobre cómo aprenden los individuos, abarcando desde enfoques holísticos (Kolb [1984] 2015: 28), hasta análisis de factores cognitivos o afectivos (Keefe 1979: 4), o aspectos meramente ambientales, como la luminosidad del espacio circundante. De la misma forma, hay múltiples definiciones de EA (Curry 1983: 1), pues también hay diferentes perspectivas o ángulos desde los que afrontar su estudio (Serra-Olivares *et al.* 2018; Gil Madrona *et al.* 2007; Coffield *et al.* 2004; Dunn 1984).

La *Declaración de Bolonia* de 1999 impulsó el sistema por competencias, centrando la enseñanza en el alumnado, lo que implica entender cómo los estudiantes aprenden dentro del proceso de enseñanza, aprendizaje y evaluación, generalizando trabajos en grupo, seminarios, etc. Estudiar los EA permite comprender cómo aprenden los individuos, siendo la base

para la mejora del proceso enseñanza-aprendizaje (Alonso García 2008). En este sentido, estudiar los EA debiera ser un punto de partida (Gallego 2013)¹, aunque también hay críticas a los estilos de aprendizaje, los instrumentos de medida que se emplean o la utilización posterior dentro de la toma de decisiones (Felder 2020; Kirschner 2017; Newton 2015; Sharp, Bowker y Byrne 2008; Cazau 2004).

Gallego Gil y Alonso (2020) señalan tres etapas respecto a los EA: diseñar, desarrollar y evaluar/supervisar. Este trabajo solamente incluye la primera de ellas, el diseño, dentro de un intento de integrar la innovación educativa en las asignaturas, pretendiendo conocer los EA de los estudiantes y que ellos también conocieran el suyo. En esta primera fase de diagnóstico (Dunn 1984), deben establecerse instrumentos de medida adaptados al público al que van dirigidos para evaluar las diferencias individuales.

La recogida de información suele realizarse mediante cuestionarios, partiendo de preguntas generalmente dicotómicas o expresadas en forma de ítems-Likert. Hay gran número de modelos y cuestionarios de estilos de aprendizaje, dependiendo de los objetivos, tipos de individuos y contextos en que se aplican, así como de la propia definición de EA utilizada (Pantoja Ospina, Duque Salazar y Correa Meneses 2013). La coexistencia de diferentes perspectivas ha dado lugar a distintas taxonomías.

ÍTEMS-LIKERT Y LA ESCALA DE ACUERDO/DESACUERDO

Likert (1932) introdujo una escala bipolar para medir actitudes en que los encuestados han de calificar hasta qué punto se encuentran de A/D con una frase (ítem-Likert) orientada a obtener la intensidad y dirección de la respuesta, con cinco posibles modalidades balanceadas. Posteriormente, asignó valores numéricos a las posibles respuestas (de 1 a 5) para facilitar la recogida de datos y su tratamiento, sin hacer algunas de las suposiciones estadísticas de Thurstone (1928). Estos ítems-Likert surgieron para cuantificar los aspectos intangibles tratados en la introducción de este trabajo, traduciéndolos en algo válido en el proceso de medición, esto es, un número (Méndez Hinojosa, Gil-Madrona y Martínez-Fernández 2021).

Las escalas A/D siguen siendo controvertidas (Dykema *et al.* 2022; Höhne y Krebs 2018; Liu, Lee y Conrad 2015; Revilla, Saris y Krosnick 2014; Saris *et al.* 2010), especialmente al compararlas con escalas de ítem específico (*item-specific*, IS), en que la redacción de las modalidades de respuesta varía en

función de la pregunta realizada. Si el número de preguntas del cuestionario es grande, la propuesta de Likert es ventajosa, pues la misma redacción de modalidades de respuesta para todas las preguntas (batería) disminuye el tiempo de realización del cuestionario, ayudando al encuestado a elegir las respuestas y al investigador en su posterior interpretación. Lelkes y Weiss (2015) obtuvieron resultados similares al preguntar directamente sobre actitudes que al utilizar opiniones A/D, si bien la fiabilidad y validez depende de muchos factores.

Tampoco hay acuerdo sobre el número de categorías de respuesta (Alwin, Baumgartner y Beattie 2018; Revilla, Saris y Krosnick 2014; Leung 2011; Cox 1980), la existencia de una categoría media o central (Maitland 2009; Moors 2008; Bishop 1987), el uso de escalas completamente etiquetadas o solamente en los extremos (Moors, Kieruj y Vermunt 2014), ni en otros aspectos.

Previamente al tratamiento estadístico, se precisa determinar la escala de medida adecuada, defendiéndose en algunos casos que ha de ser acorde a la utilizada por el entrevistado en su elección (ordinal o en forma de intervalo, según la clasificación de Stevens de 1946, diferenciando entre variable continua y discreta en el último caso). También se ha considerado a veces nominal, contando los porcentajes de respuesta en cada categoría. El tratamiento estadístico más adecuado para el caso unidimensional es la mediana si la escala es ordinal y, para el caso de intervalo, la media (o M-estimadores) y medidas de dispersión.

Bidimensionalmente, es frecuente la comparación entre ítems o con variables exógenas, generalmente características del individuo o del cuestionario (Garg 1996), coexistiendo muchas teorías contrapuestas en la literatura sobre la forma de realizarlo. En términos generales, una variable medida en escala de intervalo que cumpla la hipótesis de normalidad puede utilizarse dentro de las medidas de asociación (coeficiente de correlación lineal de Pearson) o los contrastes paramétricos (t-test y ANOVA, principalmente). A ello se añade que, bajo la idea de normalidad, subyace la existencia de una variable continua y no discreta, como ocurre con los ítems-Likert.

Si se considera la escala ordinal, es frecuente obtener el coeficiente de ordenación por rangos de Spearman (muy recomendable frente a Pearson cuando hay *outliers*), Kappa ponderado, modelos de regresión logística y contrastes no paramétricos.

No obstante, algunos investigadores defienden utilizar test paramétricos con escalas ordinales, incluso incumpliendo el supuesto de normalidad. Si se cumplen los supuestos paramétricos, ambos tipos de contrastes suelen proporcionar resultados similares y, de no cumplirse, dependerá de la estructura de los datos, aunque no es recomendable aplicar una metodología desarrollada para hipótesis que han sido

1 Entre los trabajos en español que han intentado organizar, sistematizar y comparar los EA están los de García Cué, Santizo Rincón y Alonso García (2009), Ventura (2011), Alonso, Gallego y Honey (2012), y Pantoja Ospina, Duque Salazar y Correa Meneses (2013).

violadas. A título de ejemplo, en este trabajo se han generado mediante simulación 10 000 muestras de valores aleatorios procedentes de una distribución continua normal, transformándolos en una escala discreta de ítem-Likert de 5 puntos, obteniendo que se llega a rechazar la hipótesis nula de normalidad (Gross y Ligges 2015) con un alfa del 5 % para el 100 % de las simulaciones por encima de tamaños muestrales muy pequeños (28 para Shapiro Francia, 17 para Anderson-Darling y Lilliefors, 8 para Shapiro-Wilks), siendo así cuestionable la utilización de contrastes paramétricos con ítems-Likert.

En este sentido, también se han realizado estudios incrementando el número de categorías de los ítems-Likert para facilitar el paso de una escala discreta a otra continua (Wu y Leung 2017; Knapp 1990).

La segunda parte del trabajo de Likert (1932), posiblemente la menos conocida, contiene la construcción de una escala de medida partiendo de ítems-Likert. Para cada individuo, se calcula una puntuación a partir de la media o suma de valores numéricos (aditividad) de los ítems correspondientes al mismo factor, siendo necesario que los ítems midan lo mismo (Boone y Boone 2012; Allen y Seaman 2007). No es aconsejable, en términos generales, medir las actitudes básicas con un solo ítem, sino preferiblemente utilizando una escala de medición realmente sólida y fiable (Reeskens y Hooghe 2008). La fiabilidad (relacionada con la calidad de los datos) y validez (relacionada con la inferencia) se analizan generalmente como un paso previo a la construcción de la escala-Likert.

Así, el nombre de Likert se aplicaría tanto a la escala de A/D en cuanto al formato (ítem-Likert), como al resultado de la agregación de ítems (escala-Likert), aun siendo dos cuestiones perfectamente separadas (Krupat 2022).

Considerando los ítems-Likert en escala ordinal, hay gran controversia sobre el tipo de operaciones que es posible realizar para construir una escala, abarcando desde operaciones aritméticas (suma, resta, multiplicación y división) hasta transformaciones, generalmente logarítmicas. En este último caso, aplicar logaritmos a una variable cuantitativa hace que la distancia entre dos intervalos ya no sea la misma.

Yusoff y Mohd Janor (2014) sostienen poder construir la escala de forma aditiva y aplicar contrastes paramétricos, permitiendo medir variables intangibles, como sentimientos, actitudes y opiniones. Aunque con frecuencia los test de inteligencia buscan obtener escalas normales para facilitar la inferencia (Thomas 1982), el problema de la hipótesis de normalidad, no obstante, permanece.

Las propiedades de la escala (denominada '*rating scale*') dependerán de cómo se hayan combinado los ítems-Likert para construirla, siendo incluso posible asignar ponderaciones diferentes a cada ítem. Bor-

gatta y Bohrnstedt (1980) introdujeron el término de 'escala de intervalo imperfecta' para sugerir que se encuentra entre las ordinales y las de intervalo.

Un problema que puede aparecer en los cuestionarios A/D es la aquiescencia o tendencia del encuestado a manifestarse de acuerdo con la pregunta, independientemente de su contenido (Dykema *et al.* 2022; Lelkes y Weiss 2015; Van Vaerenbergh y Thomas 2013), bien por motivos de rasgos de personalidad, deseabilidad o conveniencia social, cultura, etc., especialmente para bajos niveles educativos. La aquiescencia adquiere un gran efecto cuando estas puntuaciones A/D se agregan en una escala-Likert (Moors, Kieruj y Vermunt 2014).

OBJETIVOS Y METODOLOGÍA

En términos generales, el objetivo del trabajo es presentar tres técnicas de análisis de datos multivariantes (ACM, ACP y AFMD) que permiten comparar los resultados en el tratamiento de ítems-Likert (considerados como variables nominales y de intervalo) y de escalas-Likert a partir de una encuesta sobre estilos de aprendizaje.

Considerada una escala-Likert como cuantitativa medida en escala de intervalo, el contraste de normalidad mostrará la idoneidad de utilizar contrastes paramétricos o no paramétricos.

En primer lugar, se comprueba que todos los ítems-Likert tienen relación con el factor, la escala-Likert que se desea medir, utilizando generalmente el alfa de Cronbach como indicador de la consistencia de variables cuantitativas.

El siguiente objetivo es estudiar las modalidades o categorías desde un punto de vista multidimensional, considerando cada ítem-Likert medido en escala nominal, y realizando un ACM para cada EA. Representando las regiones de confianza de cada categoría de cada ítem-Likert, puede observarse si estas puntuaciones están separadas, no muestran diferencias o las distancias entre modalidades no son constantes. Un posible objetivo interesante es la detección de individuos *outliers*, con comportamiento muy diferente al resto.

Cada ACM también permite determinar si algún ítem-Likert del mismo EA no guarda relación con el resto (consistencia), representando la puntuación media del EA (escala-Likert) como elemento suplementario sobre cada plano factorial del correspondiente ACM. Las coordenadas factoriales así obtenidas (numéricas), sean normales o no, pueden utilizarse como variables numéricas de entrada de datos para otros análisis, como el análisis factorial múltiple (Fernández, Landaluce y Modroño 2013) o el análisis clúster. Interpretar los porcentajes de inercia explicados por cada factor requiere realizar la corrección de los valores propios del ACM propuesta por Benzécri (1979).

A continuación, un nuevo objetivo es obtener la estructura común con un ACM utilizando todos los ítems-Likert como nominales, posicionar las escalas-Likert como cuantitativas y detectar posibles relaciones entre estas.

Uno de los fines, tanto de los instrumentos de EA como de la escala Likert, es facilitar el tratamiento de datos y la interpretación de resultados. Considerando los EA como variables cuantitativas medidas en escala de intervalo, una primera aproximación es realizar un análisis bidimensional (Pearson o coeficiente de ordenación por rangos de Spearman) y posteriormente un análisis de componentes principales (ACP), teniendo presente que los EA no son ortogonales (están relacionados entre sí).

El último objetivo del artículo responde a la necesidad de construir una estructura en caso de tener una variable cualitativa en el cuestionario (por ejemplo, la variable 'sexo'). Puede ser interesante obtener una configuración para cada modalidad y compararlas a posteriori. Para ello, se construye una tabla múltiple, compuesta por dos subtablas (hombres y mujeres en filas, con las variables cuantitativas en columnas).

Una primera posibilidad sería realizar tantos ACP como grupos de individuos. Las correlaciones entre variables dentro de cada grupo pueden diferir, obteniéndose distintos factores. El inconveniente es que dichas configuraciones no son fácilmente comparables, pues cada una corresponde a diferentes espacios generados. Para solventar esta dificultad, el análisis factorial múltiple (AFM) permite estudiar la relación entre varios conjuntos de variables o individuos estructurados en tablas múltiples (multibloques), obteniendo una representación conjunta de las variables (Pagès 2014; Escofier y Pagès 2008).

La última metodología presentada con este propósito es el análisis factorial múltiple dual (AFMD), una extensión del AFM cuando las variables cuantitativas son las mismas para todos los grupos (Fritz y Koch 2016; Abdi, Williams y Valentin 2013; Lê y Pagès 2010), permitiendo comparar las estructuras de los diferentes grupos.

Inicialmente, se construye una tabla conjunta empilando por columnas cada una de las tablas-grupos. Posteriormente, las variables son centradas (y frecuentemente tipificadas) dentro de los valores de cada grupo. Para equilibrar la distribución de la varianza dentro de los grupos respecto al total, Lê y Pagès (2010) ponderan cada variable de un grupo determinado por uno partido por el primer valor propio del ACP parcial obtenido para ese grupo. A continuación, realizan un ACP sobre la tabla entera, creando una estructura de compromiso que contiene un resumen global del conjunto de tablas.

En el AFMD, tipificar las variables facilita el estudio de las correlaciones de cada grupo y su efecto sobre la estructura global obtenida para todos los indivi-

duos. Además, en este caso las coordenadas coinciden con las correlaciones. Si las variables están centradas y tipificadas por grupos, la contribución de una variable en la construcción de una componente parcial es la misma en todos los grupos. La proximidad entre dos puntos (dos grupos distintos) que corresponden a la misma variable se interpreta como que los individuos de cada grupo están relacionados directamente para esa variable. En otras palabras, que no habría diferencias en ese EA para los dos grupos. Teniendo en cuenta que es posible tener relaciones inversas entre variables, es más recomendable analizar los ángulos formados por las dos variables y grupos en vez de hablar en términos de proximidad.

La representación conjunta de cada grupo de individuos en cada factor puede tomar valores entre 0 y 1 en el caso de variables tipificadas. Si los valores de cada grupo para un factor determinado son todos elevados, indicarán la gran importancia del factor dentro de la estructura conjunta, pudiendo deberse a relaciones del mismo signo entre los grupos (indicando similitudes entre ellos) o a relaciones opuestas. Por tanto, pueden interpretarse como las contribuciones de cada subtabla (grupo de variables) a cada factor.

Una aplicación del AFMD es el análisis de estructuras multidimensionales en el tiempo, determinando la parte común y la correspondiente a la evolución. También puede encontrarse una extensión del AFMD para tablas categóricas (Abascal *et al.* 2013).

Los cálculos en la siguiente aplicación se realizaron en lenguaje R, versión 4.2.1 (R Core Team 2022), y fundamentalmente con el paquete FactoMineR, versión 2.6 (Husson *et al.* 2014; Lê, Josse y Husson 2008).

DATOS

Se hicieron encuestas a 285 estudiantes matriculados y matriculadas en nueve asignaturas de la Universidad de León (dos de máster '17,2 % de las respuestas' y siete de grado '82,8 %' en los cursos 2.º, 3.º y 4.º), sobre materias impartidas en cinco áreas de conocimiento de cinco titulaciones distintas, obteniéndose 244 respuestas válidas. El 35,2 % fueron hombres y el 64,8 % mujeres. El estudio se realizó en 2018 (previamente a la pandemia Covid-19).

El principal objetivo fue diagnosticar los EA de los participantes y, en una segunda fase (resultados no incluidos en este trabajo), analizar su relación con 25 preferencias de técnicas o sistemas docentes, tales como clases magistrales, trabajos en grupo, etc.

Entre los posibles instrumentos para medir los EA, se utilizó el cuestionario GRSLSS o escala de Grasha-Riechmann Student Learning Style Scales Inventory (Grasha 2002; Diaz y Cartnal 1999; Riechmann y Grasha 1974), testado en entornos académicos

universitarios, incluidas poblaciones *online*. Contiene seis factores o EA, con 10 ítems Likert (de 1 a 5) cada uno.

El cuestionario anónimo se implementó *online* utilizando LimeSurvey, obteniéndose una puntuación numérica (escala-Likert) para cada individuo a partir de la media de puntuaciones de los 10 ítems-Likert correspondientes. Esta puntuación sería posteriormente proyectada sobre los factores.

La “recompensa” para cada participante fue conocer su ubicación entre los seis EA (independiente, elusivo, colaborativo, dependiente, competitivo o participativo), estableciendo tres niveles para cada estilo (alto, moderado y bajo) conforme a la puntuación alcanzada según los criterios del cuestionario GRS-LSS. Se entiende que tal conocimiento puede ser de ayuda al alumno o alumna desde el instante en que se plantee la existencia de EA diferentes.

Debe señalarse que la variable “sexo” fue tratada, excepto en el caso del AFMD, como una variable ilustrativa.

RESULTADOS

Partiendo de considerar los ítems-Likert como medidos en escala nominal, ordinal e intervalo, las escalas-Likert, y el objetivo de analizar si los EA están relacionados bidimensionalmente con la variable “sexo”, se abordó un análisis estadístico inicial.

1. Descripción y contrastes iniciales

La figura 1 muestra el porcentaje de personas según estilos de aprendizaje y sexo para cada escala-Likert EA con recodificación en estilo bajo/moderado/alto, obteniendo bajas puntuaciones los estilos elusivos y participativos, no teniendo estos puntos de corte los mismos valores para cada EA.

La media global de las mujeres para las seis escalas (3,23) fue prácticamente igual que para los hombres (3,21), pero con una desviación típica (0,259) menor que la de los hombres (0,333). La tabla 1 indica el desglose por EA. Otros estudios han analizado las medias de puntuaciones para hombres y mujeres, debiendo tener en cuenta la dificultad al realizar comparaciones entre ellos, tratándose de colectivos de individuos diferentes (Cimermanová 2018; Hamidah, Sarina y Jusoff 2009; Diaz y Cartnal 1999).

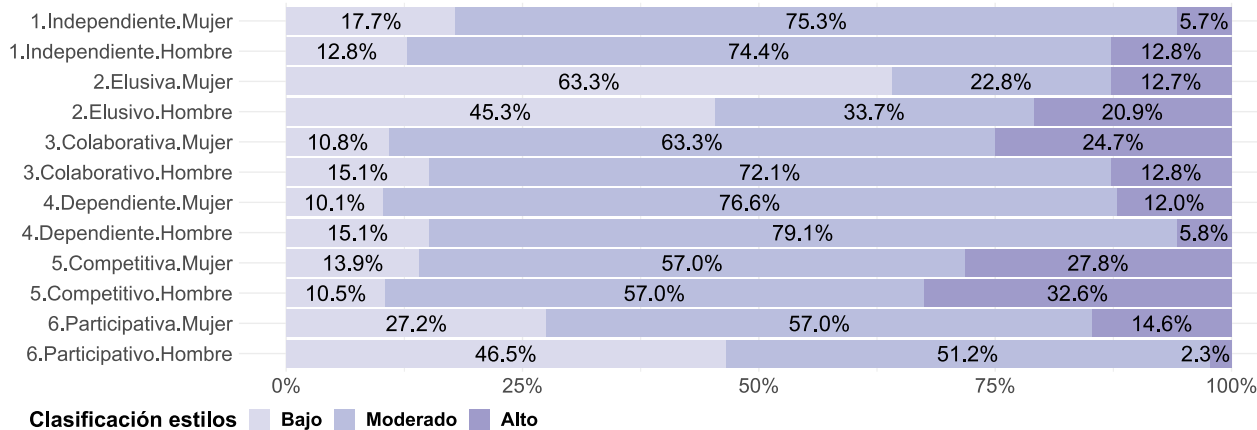
El alfa de Cronbach varió entre 0,57 para la escala de estilo independiente y 0,82 para el elusivo (tabla 1).

El test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de Lilliefors rechazó la hipótesis nula de normalidad para todos los EA ($\alpha=0.05$), excepto para el participativo. Por ello, se calculó el contraste no paramétrico de la *U* de Mann Whitney, mostrando diferencias significativas para la variable ‘sexo’ (tabla 1), siendo los hombres más independientes ($\alpha=0.1$) y elusivos que las mujeres. Hay puntuaciones más altas para las mujeres en los estilos colaborativo, dependiente y participativo, no percibiéndose diferencias en el caso competitivo. Resultados similares se obtuvieron considerando las seis escalas ordinalmente con la medida de asociación *d* de Sommer.

2. ACM para cada grupo de ítems-Likert medidos en escala nominal

Para analizar si los 10 ítems-Likert medidos en escala nominal de un determinado EA realmente están midiendo lo mismo, se realizó un ACM para cada estilo de aprendizaje, obteniendo la región de confianza de cada ítem-Likert. A título de ejemplo, la figura 2 muestra las regiones de las 5 modalidades del ítem1 correspondientes al estilo participativo (izquierda), así como la existencia del efecto Guttman (herradura), característico de una gradación suave

Figura 1
Porcentaje de personas según el estilo de aprendizaje y sexo



Fuente: elaboración propia

Tabla 1
Estadísticos de estilos de aprendizaje y sexo

	1. Independ.	2. Elusivo	3. Colaborat.	4. Depend.	5. Competit.	6. Participat.
Media mujeres	3,23	2,68	3,74	3,64	2,56	3,55
Media hombres	3,37	2,93	3,58	3,47	2,68	3,22
Desv. típica mujeres	0,45	0,72	0,58	0,48	0,59	0,65
Desv. típica hombres	0,48	0,73	0,53	0,51	0,66	0,61
α Cronbach	0,57	0,82	0,78	0,69	0,74	0,81
Lilliefors valor p	<,001	,003	,002	,003	,010	,244
<i>U</i> Mann-W Sexo valor p	,066	,013	,008	,005	,167	<,001
<i>d</i> Sommer Sexo valor p	,045	,007	,021	,012	,205	<,001

Fuente: elaboración propia

entre las modalidades del ítem (Benzécri 1973). En el ítem 3, las puntuaciones 4 y 5 se encontraron muy separadas de las restantes (figura 2, centro). Respecto a la variable 'sexo' en este estilo participativo, las regiones de mujeres y hombres aparecieron separadas para la primera dimensión (figura 2, derecha), pero no para la segunda dimensión, como puede comprobarse en las dos primeras líneas de la última columna de la tabla 2. En este sentido, cabe recordar que la nube de todos los individuos se encuentra centrada, por lo que, si la modalidad 'hombre' está altamente relacionada con un lado del factor, la modalidad 'mujer' lo estará en el lado contrario. Estos resultados para el estilo participativo son concordantes con la *d* de Sommer y la *U* de Mann-Whitney (última columna de la tabla 1).

En cuanto al objetivo de detección de *outliers*, uno de ellos se encuentra en la parte superior derecha de la figura 2, correspondiendo a una mujer que eligió los valores 1 para el ítem 1 y 2 para el ítem 3 del estilo participativo.

Hay que señalar que en los métodos factoriales el signo de un factor es arbitrario, debiendo interpre-

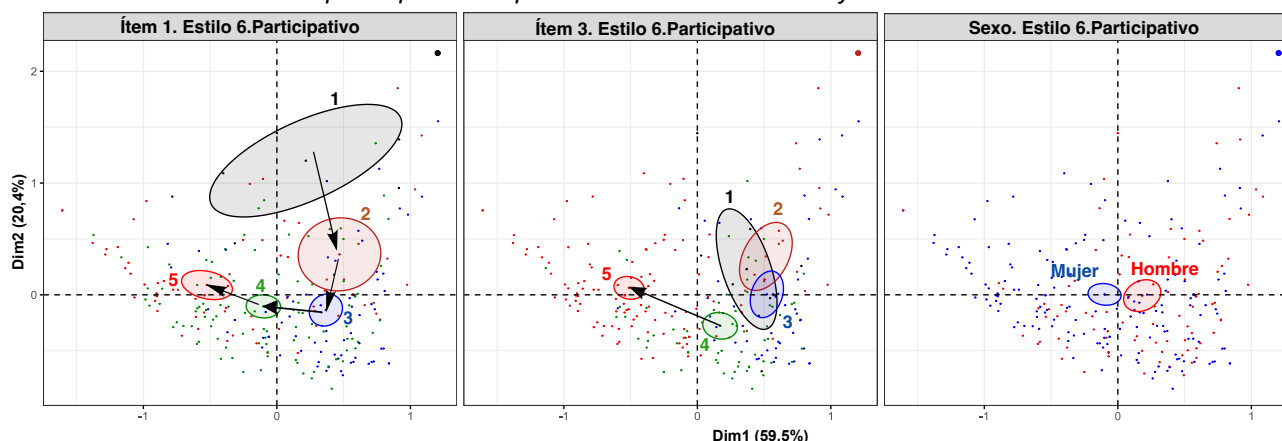
tarse conjuntamente el signo de un individuo en un determinado factor con el signo correspondiente a las modalidades.

Los porcentajes explicados por el primer plano (factores F1 y F2 de la tabla 2) están entre el 56,4 % del EA independiente y el 85,1 % del elusivo (figura 3).

Según se aprecia, el primer factor F1 no muestra diferencias en cuanto al sexo para el estilo independiente, pero sí para el resto de los EA. Hay diferencias para dos estilos en el segundo (F2), y dos en el cuarto. El EA colaborativo, mayor en mujeres (tabla 1), concuerda con F1, pero en el F2 las mayores puntuaciones son para los hombres. Del mismo modo, en la tabla 1 no se detectaban diferencias para EA competitivo, que sí aparecen en el F1 (tabla 2).

A fin de estudiar la relación entre los ítems-Likert y el correspondiente EA, sobre cada una de las seis estructuras anteriores de ACM se posicionaron los ítems-Likert como variables cuantitativas suplementarias (en gris), y cada escala-Likert como suplementaria cuantitativa (verde discontinuo), sobre el círculo de correlaciones (figura 3). Puede observarse que casi

Figura 2
ACM estilo participativo. Representación de individuos y modalidades de ítems



Fuente: elaboración propia

Tabla 2

Porcentajes de inercia explicados para los primeros factores y significación por sexo: en azul, mayores puntuaciones para las mujeres; en rojo, para los hombres

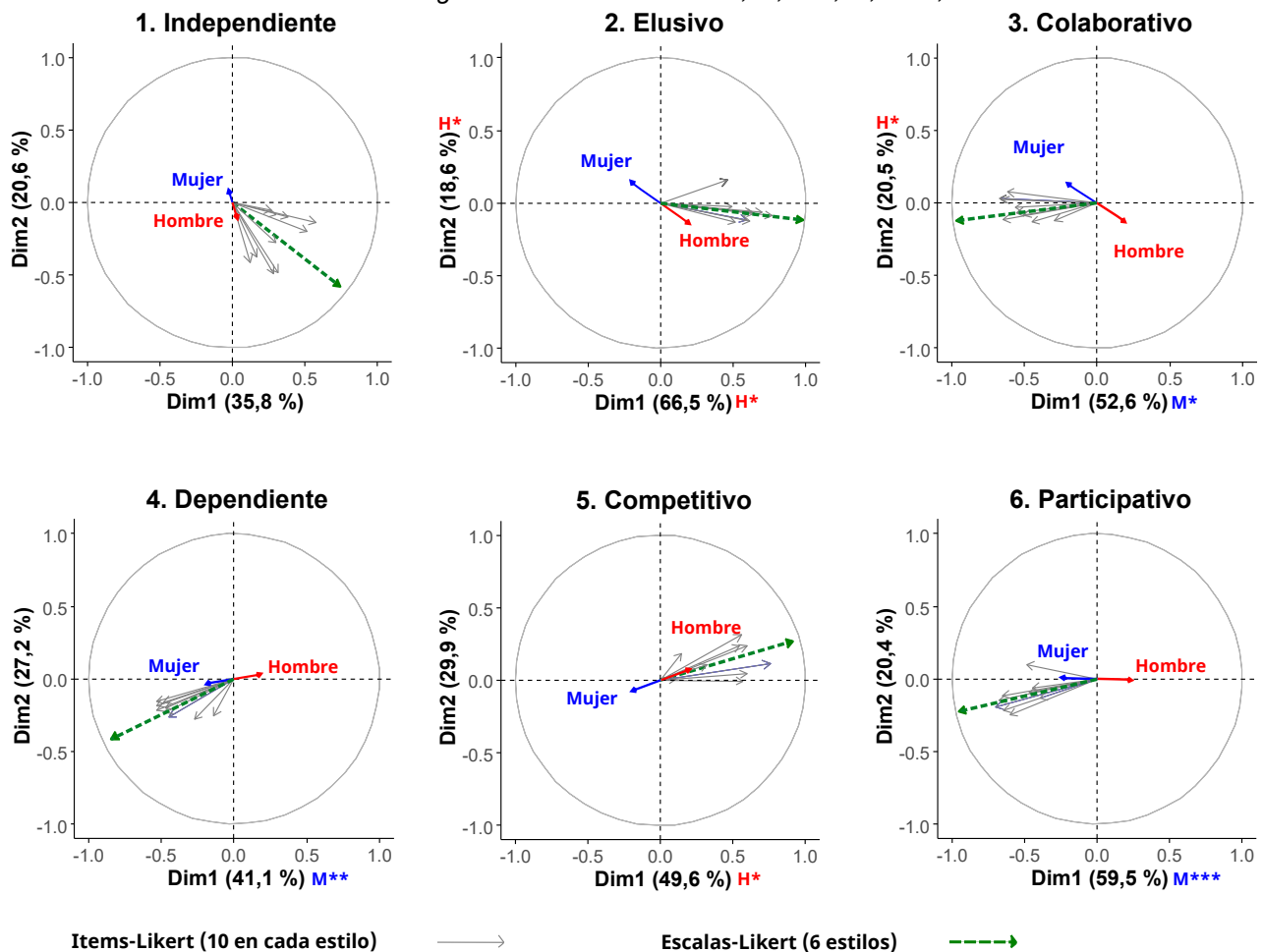
	1. Independ.	2. Elusivo	3. Colaborat.	4. Depend.	5. Competit.	6. Participat.
F1	35,8	66,5*	52,6*	41,1**	49,6*	59,5***
F2	20,6	18,6*	20,5*	27,2	29,9	20,4
F3	11,9	4,6	8,3	9,9	5,7	6,3
F4	9,0	3,0	5,8	6,4	4,5**	3,6**
F5	5,5	2,3	4,1	4,4	2,4	2,9

Significación: * 0,05; ** 0,01; *** 0,001

Fuente: elaboración propia

Figura 3

Ítems-Likert (gris) y posicionamiento de las escalas-Likert (verde discontinuo) sobre el primer plano factorial de cada uno de los seis ACM de los estilos de aprendizaje. Las letras H (hombre) y M (mujer) indican puntuaciones altas significativas en el factor * 0,05; ** 0,01; *** 0,001



Fuente: elaboración propia

todas las escalas que miden los estilos de aprendizaje se encuentran muy bien representadas en el primer plano factorial de los ACM obtenidos al considerar las modalidades como cualitativas nominales, dado que las flechas (variables cuantitativas en verde) se encuentran muy cercanas al círculo de correlaciones, indicando que la media de los 10 ítems de cada EA

representa bien su conjunto de ítems, así como que los ítems-Likert están muy correlacionados (ángulos pequeños entre las flechas en gris). Es posible detectar algún ítem-Likert con valores diferentes a otros de la misma escala (por ejemplo, una flecha gris en el primer cuadrante del estilo elusivo de la figura 3), lo que

puede tener utilidad a la hora de seleccionar ítems que midan lo mismo dentro del cuestionario.

3. ACM global a partir de los 60 ítems medidos en escala nominal

Comprobada la alta correlación de ítems-Likert entre sí considerados como nominales dentro de su correspondiente EA, el siguiente objetivo fue determinar si existía relación entre los EA sin suponer *a priori* a qué ítem-Likert pertenecían.

El ACM, a partir de los 60 ítems, mostró que el primer plano factorial recogía el 44 % de la inercia (corregida), y una estructura común con la agrupación de los estilos colaborativo, dependiente y participativo, opuestos al estilo elusivo (figura 4). Según se aprecia, el estilo competitivo está relacionado con la cuarta dimensión y el independiente con la sexta. Visualmente, al posicionar el sexo como variable suplementaria en el segundo plano factorial, no se encuentran diferencias significativas para los estilos independiente

y competitivo, pero sí para los restantes. En el primer plano factorial aparece separado el elusivo.

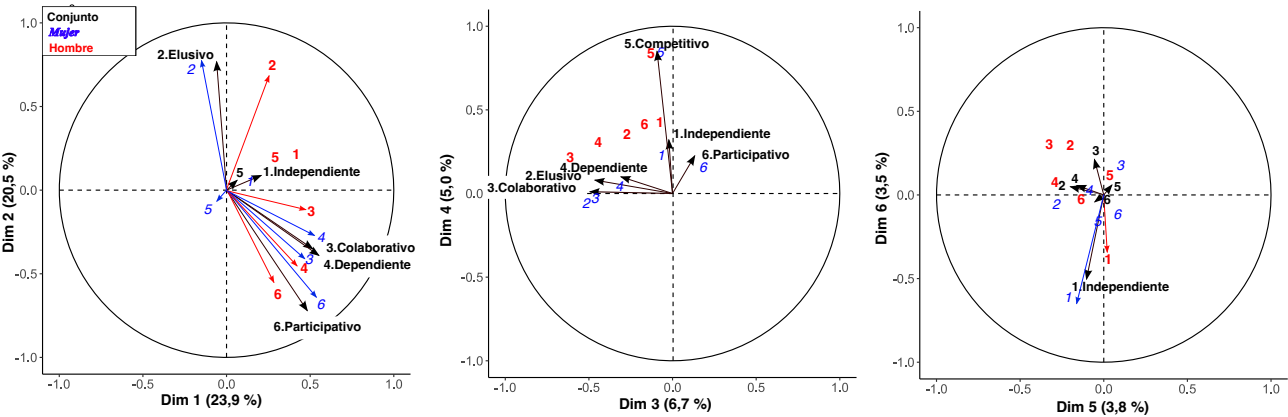
4. Escalas-Likert consideradas en escala de intervalo. ACP

Se parte ahora de tan solo seis variables cuantitativas medidas en escala de intervalo: las seis escalas-Likert de EA. El análisis bidimensional (figura 5) corroboró la relación entre los estilos colaborativo, dependiente y participativo. El estilo elusivo tenía correlación inversa con el dependiente y el participativo. Estos resultados concuerdan con los previamente mostrados en la figura 4, considerando los ítems-Likert medidos en escala nominal.

Habiéndose señalado anteriormente que una primera aproximación multidimensional era la realización de un ACP partiendo de los seis EA, hay que tener en cuenta que el porcentaje de mujeres en la muestra superaba al de hombres, por lo que se procedió a un equilibrio dentro del ACP para evitar que

Figura 4

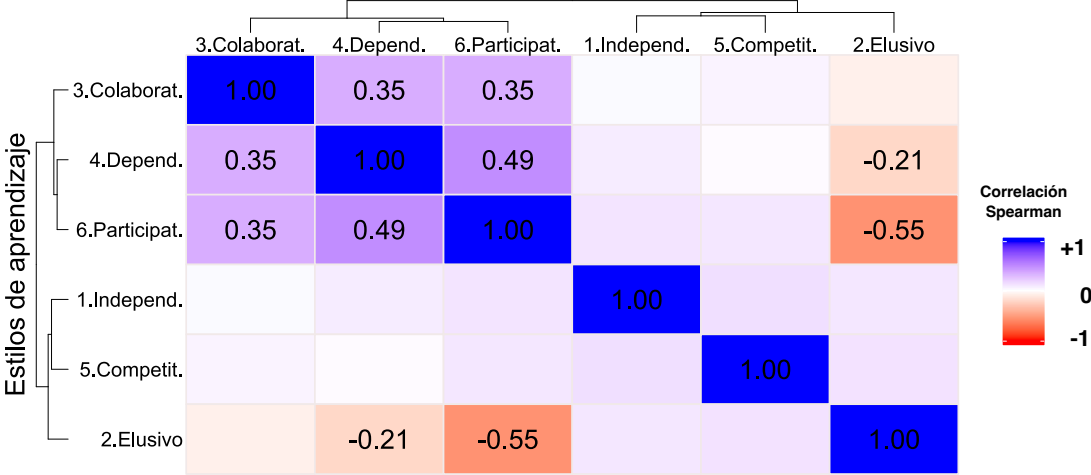
Análisis de correspondencias múltiples con los 60 ítems. 'Sexo' posicionado como ilustrativo



Fuente: elaboración propia

Figura 5

Correlación de la ordenación por rangos de Spearman entre los estilos de aprendizaje. Números solamente para correlaciones significativas $\alpha=0,05$.



Fuente: elaboración propia

la configuración conjunta se acercase más a la configuración parcial que tuviera más individuos, en este caso, mujeres.

Comparar los resultados de este ACP (figura 6) con el ACM, considerando los 60 ítems-Likert como nominales (figura 4), no es sencillo, dado que las estructuras factoriales son diferentes.

Hay que tener en cuenta que, en los métodos factoriales, frecuentemente aparecen valores propios cercanos, lo que favorece que haya un intercambio entre factores ante pequeñas variaciones muestrales, añadiendo complejidad a la interpretación. De la misma forma, los reflejos o cambios de signo en los factores son irrelevantes.

No obstante, es posible observar que en el primer plano factorial del ACP (figura 6) se agruparon los estilos colaborativos, dependiente y participativo, frente al elusivo (mismo resultado que para el ACM), estando competitivos e independientes relacionados con una distancia similar al resto, aunque las coordenadas son mayores en el ACP que en el ACM. Los

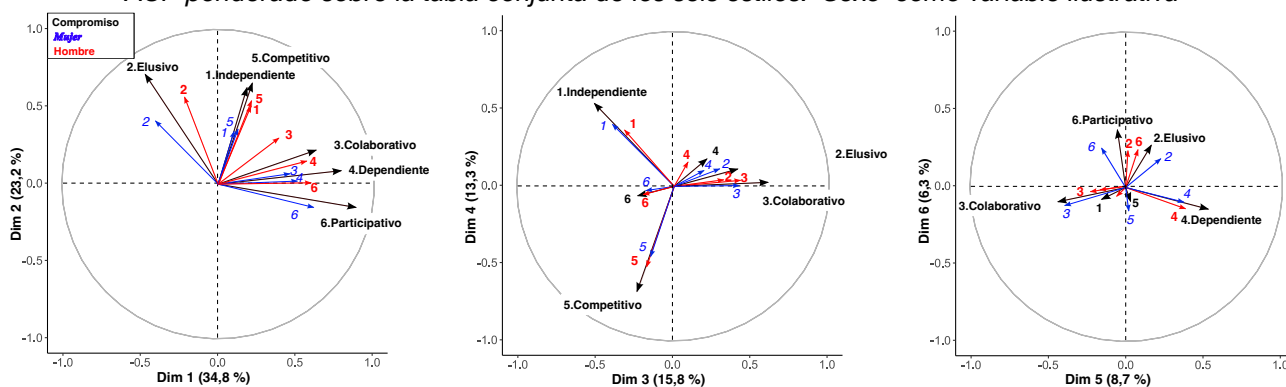
estilos independiente, colaborativo y competitivo, que aparecen claramente separados en el plano formado por las dimensiones 3 y 4 del ACP (figura 6), se repartían entre el segundo plano factorial y el sexto factor del ACM (figura 4).

Sobre esta estructura de ACP, es posible posicionar el sexo como variable ilustrativa (tabla 3), conteniendo el primer plano factorial el 92 % de las diferencias del sexo (cosenos cuadrado de 61,4 % F1 y 30,5 % para F2).

Al tener solamente dos modalidades, las correlaciones de hombres y mujeres son las mismas (cambiadas de signo), no muy elevadas, indicando que, aunque hay diferencias significativas respecto al sexo, también hay un grupo importante de individuos para los que esta variable no condiciona su estilo de decisión (lo que implica una inercia intragrupos elevada, habiendo diferencias de comportamiento dentro de cada grupo). Los resultados en el primer plano factorial muestran un EA más elusivo, independiente y competitivo en el caso de los hombres, frente a unas mujeres más colaborativas, dependientes y participativas.

Figura 6

ACP ponderado sobre la tabla conjunta de los seis estilos. 'Sexo' como variable ilustrativa



Fuente: elaboración propia

Tabla 3

Correlaciones de los factores con las variables activas y sexo como suplementario del ACP ponderado conjunto de los 6 estilos de aprendizaje

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
1. Independiente	,18	,62	-,51	,54	-,15	-,08
2. Elusivo	-,47	,71	,41	,11	,16	,20
3. Colaborativo	,63	,22	,60	,03	-,43	-,09
4. Dependiente	,79	,09	,21	,18	,53	-,14
5. Competitivo	,22	,65	-,24	-,68	,03	-,09
6. Participativo	,88	-,15	-,23	-,06	-,05	,37
Correlaciones mujeres	,327***	-,231**	,097	-,022	,011	,064*
Correlaciones hombres	-,327***	,231**	-,097	,022	-,011	-,064*
Cosenos cuadrado. Sexo	,614	,305	,054	,003	,001	,023

Significación: * 0,05; ** 0,01; *** 0,001

Fuente: elaboración propia

5. Escalas-Likert consideradas en escala de intervalo. AFMD

Considerando de nuevo los EA medidos en escala de intervalo y ahora la variable 'sexo' como activa en vez de ilustrativa, fue posible aplicar el AFMD. Solamente se encontraron dos factores comunes con valores propios por encima de la media (1), acumulando el 55,9 % de la inercia explicada (figura 7 y tabla 4), resultados congruentes con los obtenidos anteriormente.

El primer plano factorial del ACM (figura 4) y el correspondiente al ACP (figura 6) fueron muy parecidos a los obtenidos en el AFMD considerando la escala de intervalo y el sexo como variable activa (figura 7).

Como se apreció en la tabla 3, los cosenos cuadrados del ACP fueron los mismos para los dos sexos al actuar como suplementarios, mientras que en el AFMD la inercia de las mujeres se encontró explicada en un 54,3 % por el primer factor, la de los hombres era el 48,2 % (tabla 4). El primer plano factorial explicó el 70,3 % de la inercia de las mujeres (54,3 % más 16,0 %), frente a un 77,6 % para los hombres.

Los valores de proyección de los grupos (entre 0 y 1) indican la relación de las modalidades (hombre o mujer) en cada uno de los factores (tabla 4). La proximidad de la primera dimensión a 1 (0,99 para las mujeres y 0,93 para los hombres) mostró la gran

importancia que tiene esta primera dimensión para ambos sexos (figura 7).

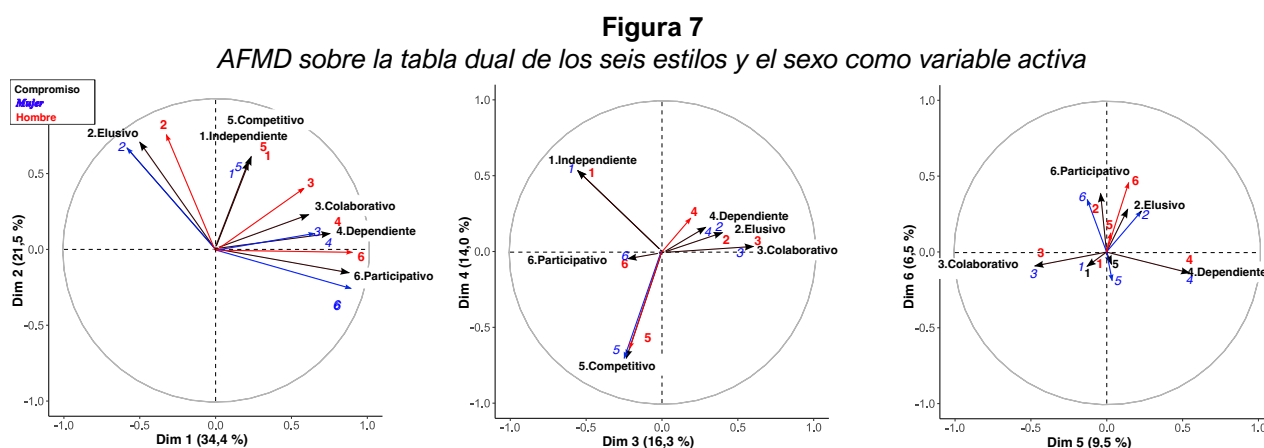
El segundo factor (tabla 4) se encontró relacionado con un EA de los hombres elusivo, competitivo e independiente (proyección de 0,73) mayor que para las mujeres (0,54), a las que se puede añadir el estilo participativo. Globalmente, en el primer plano factorial la mayor diferencia de las variables por sexo se debió al estilo elusivo.

El factor 3 separó los estilos independiente y competitivo del colaborativo, no apreciándose diferencias por sexo. Por su parte, el factor 4 diferenció los estilos competitivo e independiente que aparecían juntos en el primer plano factorial, no observándose tampoco diferencias por sexo.

En el resto de los factores, los valores de las proyecciones disminuyeron, lo que indica que la estructura común de los dos sexos es más pequeña, en parte debido a que los últimos factores suelen contener una parte aleatoria importante.

CONCLUSIONES

En este artículo, hemos planteado diversas estrategias metodológicas de carácter estadístico a partir de la recogida de datos mediante cuestionarios con ítems-Likert y la posterior construcción de escalas-Likert. La controversia sobre si los ítems-Likert



Fuente: elaboración propia

Tabla 4
Resultados sobre los grupos AFMD considerando escalas-Likert de estilos y sexo como variables activas

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Valor propio	2,063	1,291	0,977	0,840	0,560	0,269
% inercia explicada	34,4	21,5	16,3	14,0	9,3	4,5
Proyección mujer	,99	,54	,48	,43	,29	,13
hombre	,93	,73	,42	,34	,21	,12
Coseno Cuadrado mujer	,543	,160	,128	,101	,048	,009
hombre	,482	,294	,098	,063	,024	,008

Fuente: elaboración propia

se encuentran medidos en escala ordinal/nominal o de intervalo debiera llevar a emplear la metodología estadística más apropiada en cada caso.

Para ilustrar este proceso, se utilizaron los datos de una encuesta con estudiantes de la universidad a fin de determinar el estilo de aprendizaje. El cuestionario GRSLS construye seis escalas-Likert de estilos de aprendizaje que están relacionados entre sí, ganando en este caso complejidad en la interpretación.

Después de realizar un análisis estadístico inicial, se partió del supuesto de que los ítems-Likert estaban medidos en escala nominal, realizando un ACM para cada uno de los 6 estilos de aprendizaje con el fin de detectar si los 10 ítems dentro del mismo estilo medían lo mismo, posicionando como ilustrativo el correspondiente EA considerado de forma cuantitativa. Se comprobaron la coherencia y la relación ítems-escalas en el primer plano factorial. Al igual que detecta ítems con comportamientos diferentes, el ACM también permite detectar individuos *outliers* y comportamientos extraños de alguna puntuación de los ítems-Likert. Sobre las seis estructuras multidimensionales obtenidas, se posicionó la variable cualitativa “sexo” como ilustrativa.

A continuación, el ACM sobre los 60 ítems-Likert permitió obtener una configuración multidimensional, posicionando como suplementarias las escalas-Likert EA como elementos cuantitativos y el sexo como elemento cualitativo.

Considerando las escalas-Likert EA como variables activas cuantitativas, se obtuvo una estructura multidimensional utilizando el ACP y se posicionó el sexo como variable cualitativa suplementaria.

El análisis de las estructuras proporcionadas por los resultados del ACM y el ACP permitió establecer una relación entre los estilos colaborativo, dependiente y participativo contrapuesta al estilo elusivo. Es decir, se confirma la existencia de una relación entre los seis EA obtenidos a partir del cuestionario GRSLS. Se obtuvieron estructuras comunes por sexo y también algunas características diferentes, como un estilo más elusivo y competitivo en los hombres, así como más participativo y dependiente en mujeres. En el estudio bidimensional no habían aparecido diferencias para el estilo competitivo, y sí un valor colaborativo en las mujeres mayor que en los hombres. Con respecto al colaborativo, el ACM detectó diferencias en el factor 1 en relación con las mujeres y en el factor 2 en relación con los hombres.

Finalmente, se consideró la variable “sexo” como activa, construyendo dos configuraciones distintas (hombres y mujeres). Es decir, considerando como variables activas tanto las seis escalas-Likert de aprendizaje (cuantitativas) como la variable “sexo” (cualitativa), el AFMD permitió obtener una configuración conjunta o de compromiso y tantas configuraciones parciales como grupos. El resultado mostró

la existencia de una parte importante de estructura multidimensional común a mujeres y hombres, fundamentalmente reflejada en el primer factor, destacando un grupo de personas con estilo de aprendizaje colaborativo, dependiente y participativo, contrapuestos al elusivo, como se obtuvo con el ACM y el ACP. También fue posible determinar diferencias multidimensionales por sexo, especialmente en el primer factor con el estilo elusivo, así como con el participativo y colaborativo en el segundo.

El AFDM permitió asimismo cuantificar la importancia de cada factor en cada grupo a través de las proyecciones de las distintas modalidades del grupo.

Como última conclusión, cabe señalar que, en la realización de este estudio, se han obtenido resultados congruentes a la hora de considerar las escalas de medida como nominales (ACM) y de intervalo (ACP y AFDM), lo que sugiere que esta triple visión puede ser útil, pero siempre y cuando se utilice la metodología adecuada en cada caso.

AGRADECIMIENTOS

Los resultados de investigación que se muestran en el presente trabajo se plantean como una ampliación del proyecto de innovación docente “Desarrollo de una herramienta para la detección de estilos de aprendizaje en el aula. Cada estilo con su TIC” de la Universidad de León.

DECLARACIÓN CONFLICTO DE INTERESES:

Los autores de este artículo declaran no tener conflictos de intereses financieros, profesionales o personales que pudieran haber influido de manera inapropiada en este trabajo.

DECLARACIÓN DE CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA:

Ramón Álvarez-Esteban: conceptualización, análisis formal, investigación, metodología, administración de proyecto, redacción-borrador original, redacción-revisión.

José Luis Vázquez-Burguete: conceptualización, investigación, administración de proyecto, redacción-borrador original, redacción-revisión.

BIBLIOGRAFÍA

- Abascal, Elena, Vidal Díaz de Rada, Ignacio García Lautre y M. Isabel Landaluze. 2013. “Extending Dual Multiple Factor Analysis to Categorical Tables”. *Journal of Applied Statistics* 40(2): 415-28. doi: 10.1080/02664763.2012.745836.
- Abdi, Hervé, Lynne J. Williams y Dominique Valentin. 2013. “Multiple Factor Analysis: Principal Component Analysis for Multitable and Multiblock Data Sets”. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics* 5(2): 149-79. doi: 10.1002/wics.1246.

- Allen, I. Elaine y Christopher A. Seaman. 2007. "Statistics Roundtable: Likert Scales And Data Analyses". *Quality Progress* 40(7): 64-65.
- Alonso, Catalina M., Domingo J. Gallego y Peter Honey. 2012. *Los estilos de aprendizaje: Procedimientos de diagnóstico y mejora*. 7.ª. Bilbao: Ediciones Mensajero.
- Alonso García, Catalina M. 2008. "Estilos de aprendizaje. Presente y futuro". *Revista de Estilos de Aprendizaje* 1(1): 1-23. doi: 10.55777/rea.v1i1.860.
- Alwin, Duane F., Erin M. Baumgartner y Brett A. Beattie. 2018. "Number of Response Categories and Reliability in Attitude Measurement". *Journal of Survey Statistics and Methodology* 6(2): 212-39. doi: 10.1093/jssam/smx025.
- Benzécri, J. P. 1973. *L'analyse Des Données. Volume II. L'Analyse Des Correspondances*. Paris: Dunod.
- Benzécri, J. P. 1979. "Sur Le Calcul Des Taux d'inertie Dans l'analyse d'un Questionnaire, Addendum et Erratum à [BIN. MULT.]". *Cahiers de l'analyse Des Données*. Tome 4(3): 377-78.
- Bishop, George F. 1987. "Experiments With the Middle Response Alternative in Survey Questions". *Public Opinion Quarterly* 51(2): 220-32. doi: 10.1086/269030.
- Boone, Harry N. Jr. y Deborah A. Boone. 2012. "Analyzing Likert Data Likert-Type Versus Likert Scales". *Journal of Extension* 50(2). doi: 10.34068/joe.50.02.48. Consultado 5 de julio de 2024 (<https://tigerprints.clemson.edu/joe/vol50/iss2/48/>).
- Borgatta, Edgar F. y George W. Bohrnstedt. 1980. "Level of Measurement". *Sociological Methods & Research* 9(2): 147-60. doi: 10.1177/004912418000900202.
- Cazau, P. (2004) Estilos de aprendizaje: Generalidades. Consulta 5 de julio de 2024 (<https://cursa.ihmc.us/rid=1R440PDZR-13G3T80-2W50/4.%20Pautas-paraevaluarEstilos-de-Aprendizajes.pdf>).
- Cimermanová, Ivana. 2018. "The Effect of Learning Styles on Academic Achievement in Different Forms of Teaching". *International Journal of Instruction* 11(3): 219-32. doi: 10.12973/iji.2018.11316a.
- Coffield, Frank, David Moseley, Elaine Hall y Kathryn Ecclestone. 2004. *Learning Styles and Pedagogy in Post 16 Education: A Critical and Systematic Review*. Learning and Skills Research Council.
- Cox, Eli P. 1980. "The Optimal Number of Response Alternatives for a Scale: A Review". *Journal of Marketing Research* 17(4): 407-22. doi: 10.1177/002224378001700401.
- Curry, Lynn. 1983. "An Organization of Learning Styles Theory and Constructs". En *Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association*. 1-28. Montreal, Quebec. Consulta 5 de julio de 2024 (<http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED235185.pdf>).
- Diaz, David P. y Ryan B. Cartnal. 1999. "Students' Learning Styles in Two Classes: Online Distance Learning and Equivalent On-Campus". *College Teaching* 47(4): 130-35. doi: 10.1080/87567559909595802.
- Dunn, Rita. 1984. "Learning Style: State of the Science". *Theory Into Practice* 23(1): 10-19. doi: 10.1080/00405848409543084.
- Dykema, Jennifer, Nora Cate Schaeffer, Dana Garbarski, Nadia Assad y Steven Blixt. 2022. "Towards a Reconsideration of the Use of Agree-Disagree Questions in Measuring Subjective Evaluations". *Research in Social and Administrative Pharmacy* 18(2): 2335-44. doi: 10.1016/j.sapharm.2021.06.014.
- Escofier, Brigitte y Jérôme Pagès. 2008. *Analyses Factorielles Simples et Multiples. Objectifs, Méthodes et Interprétation*. Paris: Dunod.
- Felder, Richard M. 2020. "Advances in Engineering Education OPINION : Uses, Misuses, and Validity of Learning Styles". *Advances in Engineering Education* 8(1): 1-16.
- Fernández, Karnele, María Isabel Landaluce y Juan Ignacio Modroño. 2013. "Nuevo procedimiento metodológico para el análisis exploratorio de una tabla estructurada en diversos conjuntos de individuos." *Estadística Española* 55(182): 305-22.
- Fritz, Martin y Max Koch. 2016. "Economic Development and Prosperity Patterns around the World : Structural Challenges for a Global Steady-State Economy". *Global Environmental Change* 38: 41-48. doi: 10.1016/j.gloenvcha.2016.02.007.
- Gallego, Domingo J. 2013. "Ya he diagnosticado el estilo de aprendizaje de mis alumnos y ahora ¿qué hago?". *Revista de Estilos de Aprendizaje* 6(12): 1-15. doi: 10.55777/rea.v6i12.985.
- Gallego Gil, Domingo J. y Catalina M. Alonso. 2020. "Enfoque holístico de la metodología de los estilos de aprendizaje en una institución educativa". *Revista Diálogo Educativo* 20(64): 8-22. doi: 10.7213/1981-416X.20.064.DS01.
- García Cué, José Luis, José Antonio Santizo Rincón y Catalina M. Alonso García. 2009. "Instrumentos de medición de estilos de aprendizaje". *Revista de Estilos de Aprendizaje* 2(4): 3-21. doi: 10.55777/rea.v2i4.886.
- Garg, Rajendar K. 1996. "The Influence of Positive and Negative Wording and Issue Involvement on Responses to Likert Scales in Marketing Research". *International Journal of Market Research* 38(3): 235-46. doi: 10.1177/147078539603800304.
- Gil Madrona, Pedro, Onofre Ricardo Contreras Jordán, Juan Carlos Pastor Vicedo, Isabel Gómez Barreto, Sixto González Villoria, Luis Miguel García López, M.ª del Valle Moya Martínez y Arturo López Corredor. 2007. "Estilos de aprendizaje de los estudiantes de Magisterio: especial consideración de los alumnos de Educación Física". *Revista de Currículum y Formación de Profesorado* 11(2): 1-19.
- Grasha, Anthony F. 2002. *Teaching with Style: A Practical Guide to Enhancing Learning by Understanding Teaching and Learning Styles*. 2.ª ed. Pittsburg: Alliance Publishers.
- Gross, Juergen H. y Uwe Ligges. 2015. Nortest: Tests for Normality. R Package Version 1.0-4. doi: 10.32614/CRAN.package.nortest (<https://CRAN.R-project.org/package=nortest>).
- Hamidah, Jaafar Sidek, Muhamad Noor Sarina y Kamaruzaman Jusoff. 2009. "The Social Interaction Learning Styles of Science and Social Science Students". *Asian Social Science* 5(7): 58-64. doi: 10.5539/ass.v5n7p58.
- Höhne, Jan Karem y Dagmar Krebs. 2018. "Scale Direction Effects in Agree/Disagree and Item-Specific Questions: A Comparison of Question Formats". *International Journal of Social Research Methodology* 21(1): 91-103. doi: 10.1080/13645579.2017.1325566.
- Husson, F., J. Josse, S. Lê y J. Mazet. 2014. FactoMineR: Factor Analysis and Data Mining with R. R Package Version 1.28. doi: 10.32614/CRAN.package.FactoMineR (<https://CRAN.R-project.org/package=FactoMineR>).
- Keefe, John Wallace. 1979. *Student Learning Styles: Diagnosing and Prescribing Programs*. Reston, VA: National Association of Secondary School Principles.
- Kirschner, Paul A. 2017. "Stop Propagating the Learning Styles Myth". *Computers and Education* 106: 166-71. doi: 10.1016/j.compedu.2016.12.006.

- Knapp, Thomas R. 1990. "Treating Ordinal Scales as Interval Scales: An Attempt to Resolve the Controversy". *Nursing Research* 39(2): 121-23. doi: 10.1097/00006199-199003000-00019.
- Kolb, David A. 2015. *Experiential Learning: Experience as the Source of Learning and Development*. 2.^a ed. New Jersey: Pearson.
- Krupat, Edward. 2022. "When I Say ... Likert Item". *Medical Education* 56(2): 149-50. doi: 10.1111/medu.14660.
- Lê, Sébastien, Julie Josse y François Husson. 2008. "FactoMineR: An R Package for Multivariate Analysis". *Journal of Statistical Software* 25(1): 1-18. doi: 10.18637/jss.v025.i01.
- Lê, Sébastien y Jérôme Pagès. 2010. "DMFA: Dual Multiple Factor Analysis". *Communications in Statistics - Theory and Methods* 39(3): 483-92. doi: 10.1080/03610920903140114.
- Lelkes, Yphtach y Rebecca Weiss. 2015. "Much Ado about Acquiescence: The Relative Validity and Reliability of Construct-Specific and Agree-Disagree Questions". *Research & Politics* 2(3): 2335-44. doi: 10.1177/2053168015604173.
- Leung, Shing On. 2011. "A Comparison of Psychometric Properties and Normality in 4-, 5-, 6-, and 11-Point Likert Scales". *Journal of Social Service Research* 37(4): 412-21. doi: 10.1080/01488376.2011.580697.
- Likert, Rensis. 1932. "A Technique for the Measurement of Attitudes". *Archives of Psychology* 22(140):5-55.
- Liu, Mingnan, Sunghee Lee y Frederick G. Conrad. 2015. "Comparing Extreme Response Styles between Agree-Disagree and Item-Specific Scales". *Public Opinion Quarterly* 79(4): 952-75. doi: 10.1093/poq/nfv034.
- Maitland, Aaron. 2009. "How Many Scale Points Should I Include for Attitudinal Questions?". *Survey Practice* 2(5): 1-5. doi: 10.29115/SP-2009-0023.
- Méndez Hinojosa, Luz Marina, Pedro Gil-Madróna y J. Reinaldo Martínez-Fernández. 2021. *Medición en investigación a través de Escalas Likert: teoría y práctica*.
- Moors, Guy. 2008. "Exploring the Effect of a Middle Response Category on Response Style in Attitude Measurement". *Quality and Quantity* 42(6): 779-94. doi: 10.1007/s11135-006-9067-x.
- Moors, Guy, Natalia D. Kieruj y Jeroen K. Vermunt. 2014. "The Effect of Labeling and Numbering of Response Scales on the Likelihood of Response Bias". *Sociological Methodology* 44(1): 369-99. doi: 10.1177/0081175013516114.
- Newton, Philip M. 2015. "The Learning Styles Myth Is Thriving in Higher Education". *Frontiers in Psychology* 6(DEC): 1-5. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01908.
- Pagès, Jérôme. 2014. *Multiple Factor Analysis by Example Using R*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC.
- Pantoja Ospina, Martín Alonso, Laura Inés Duque Salazar y Juan S. Correa Meneses. 2013. "Modelos de estilos de aprendizaje: una actualización para su revisión y análisis". *Revista Colombiana de Educación* (64): 79-105.
- R Core Team. 2022. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
- Reeskens, Tim y Marc Hooghe. 2008. "Cross-Cultural Measurement Equivalence of Generalized Trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)". *Social Indicators Research* 85(3): 515-32. doi: 10.1007/s11205-007-9100-z.
- Revilla, Melanie A., Willem E. Saris y Jon A. Krosnick. 2014. "Choosing the Number of Categories in Agree-Disagree Scales". *Sociological Methods and Research* 43(1): 73-97. doi: 10.1177/0049124113509605.
- Riechmann, Sheryl Wetter y Anthony F. Grasha. 1974. "A Rational Approach to Developing and Assessing the Construct Validity of a Student Learning Style Scales Instrument". *The Journal of Psychology* 87(2): 213-23. doi: 10.1080/00223980.1974.9915693.
- Saris, Willem E., Melanie Revilla, Jon A. Krosnick y Eric M. Shae. 2010. "Comparing Questions with Agree / Disagree Response Options to Questions with Item-Specific Response Options". *Survey Research Methods* 4(1): 61-79. doi: 10.18148/srm/2010.v4i1.2682.
- Serra-Olivares, J., J. García-Rubio, P. Gil Madrona, C. Cejudo Armero y S. González Villora. 2018. "Estilos de aprendizaje y evaluación formativa: estudio con universitarios de Educación Física chilenos". *SPORT TK-Revista EuroAmericana de Ciencias Del Deporte* 7(1): 129-38. doi: 10.6018/321991.
- Sharp, John G., Rob Bowker y Jenny Byrne. 2008. "Research Papers in Education VAK or VAK - Uous ? Towards the Trivialisation of Learning and the Death of Scholarship". *Research Papers in Education* 23(3): 37-41. doi: 10.1080/02671520701755416.
- Stevens, Stanley S. 1946. "On the Theory of Scales of Measurement". *Science* 103(2684): 677-80. doi: 10.1126/science.103.2684.677.
- Thomas, Hoben. 1982. "IQ, Interval Scales y Normal Distributions". *Psychological Bulletin* 91(1): 198-202. doi: 10.1037/0033-2909.91.1.198.
- Thurstone, Louis L. 1928. "Attitudes Can Be Measured". *American Journal of Sociology* 33(4): 529-54. doi: 10.1086/214483.
- Thurstone, Louis L. y E. J. Chave. 1929. *The Measurement of Attitude: A Psychophysical Method and Some Experiments with a Scale for Measuring Attitude toward the Church*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Van Vaerenbergh, Yves y Troy D. Thomas. 2013. "Response Styles in Survey Research: A Literature Review of Antecedents, Consequences, and Remedies". *International Journal of Public Opinion Research* 25(2): 195-217. doi: 10.1093/ijpor/eds021.
- Ventura, Ana Clara. 2011. "Estilos de aprendizaje y prácticas de enseñanza en la universidad. Un binomio que sustenta la calidad educativa". *Perfiles Educativos* XXXIII: 142-54.
- Wu, Huiping y Shing-On Leung. 2017. "Can Likert Scales Be Treated as Interval Scales?—A Simulation Study". *Journal of Social Service Research* 43(4): 527-32. doi: 10.1080/01488376.2017.1329775.
- Yusoff, Rohana y Roziah Mohd Janor. 2014. "Generation of an Interval Metric Scale to Measure Attitude". *SAGE Open* 4(1). doi: 10.1177/2158244013516768. Consulta 5 de julio de 2024 (<https://journals.sagepub.com/doi/epub/10.1177/2158244013516768>)