

Introducción

De acuerdo con la [Ley General para la Inclusión de las Personas con Discapacidad \(2011\)](#), por persona con discapacidad (PD) entendemos:

Toda persona que por razón congénita o adquirida presenta una o más deficiencias de carácter físico, mental, intelectual o sensorial, ya sea permanente o temporal y que al interactuar con las barreras que le impone el entorno social, pueda impedir su inclusión plena y efectiva, en igualdad de condiciones con los demás (Artículo 2, fracción XXI).

Por otra parte, la inclusión educativa (IE) es un proceso en constante evolución que tiene que ver con la participación de toda la comunidad, las políticas que rigen a las instituciones y la promoción de valores incompatibles con cualquier forma de exclusión y discriminación ([Booth & Ainscow, 2015](#)). Por lo tanto, la IE de las PD implica el esfuerzo de la comunidad en su conjunto, instituciones y normas culturales para eliminar o minimizar las barreras que las PD puedan enfrentar, y que se encuentran no solo en condiciones materiales, arquitectónicas o legales, sino que existen en el plano cultural. Es en este último aspecto, donde toma relevancia el concepto de actitud, identificada por diversos autores como una barrera invisible difícil de superar ([Arellano-Torres, Gaeta-González, Peralta-López, & Cavazos-Arroyo, 2019](#); [Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015](#)).

Según [Arias-González, Arias-Martínez, Verdugo-Alonso, Rubia-Avi y Jenaro-Río \(2016\)](#), la actitud representa “construcciones teóricas, que constan de componentes cognitivos, afectivos y cognitivo-conductuales y que se infieren a partir de la observación de la conducta o de las manifestaciones verbales de la persona” (p. 9). La actitud se entiende como una predisposición favorable o desfavorable, relativamente duradera, y que puede manifestarse tanto a través de la interacción

directa con el objeto/sujeto como de la idea que se tiene del mismo ([Salinas-Alarcón, 2014](#)).

La actitud hacia las PD puede ser entendida entonces como una característica más o menos estable del individuo, que predispone favorable o desfavorablemente un conjunto de ideas, creencias, sentimientos, preocupaciones, emociones y comportamientos relacionados con la discapacidad y que se manifiestan al interactuar directa o indirectamente con las PD. Puesto que la actitud es un estado latente que el individuo sostiene hacia el estímulo de referencia, esta puede considerarse como mediador entre dicho estímulo y su respuesta conductual en entornos específicos ([Arias-González et al., 2016](#)).

Debido a la importancia de entender el papel de la actitud en el proceso de la IE de PD, diversos autores señalan que desde hace décadas se han elaborado numerosos instrumentos en torno a este constructo ([Arias-González et al., 2016](#); [Fuentes, Pérez-Padilla, de la Fuente, & Aranda, 2021](#); [Salinas-Alarcón, 2014](#)). Sin embargo, se han asociado algunas dificultades a la medición de las actitudes, de las cuales se destacan: Superar el sesgo de la deseabilidad social ([Arellano-Torres et al., 2019](#)), la necesidad de validación diferenciada dependiendo del entorno cultural ([Fuentes et al., 2021](#); [Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015](#)), la tendencia a valorar positivamente las propias capacidades y las dificultades inherentes para evaluar y predecir con exactitud el propio comportamiento ([Myers & Twenge, 2019](#)). Adicionalmente, el impulso que se le ha dado al tema de la IE de las PD en los últimos años ha ocasionado que los prejuicios y valoraciones negativas se manifiesten de una manera más sutil, ligeramente hostil o ambivalente, bajo la forma de paternalismo y condescendencia ([Nario-Redmond, Kemerlink, & Silverman, 2019](#)).

Uno de los instrumentos más utilizados en español es la Escala de Actitudes hacia las Perso-

nas con Discapacidad (EAPD; Verdugo, Arias, & Jenaro, 1994, como se citó en Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior [ANUIES], 2002; Fuentes et al., 2021; Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015). En el nivel de educación superior, este se ha utilizado para comparar las actitudes de estudiantes de distintas carreras (Araya-Cortés, Gonzales-Arias, & Cerpa-Reyese, 2014; Arellano-Torres et al., 2019; Macías-Gómez, Aguilera-García, Rodríguez-Sánchez, & Gil-Hernández, 2019), de estudiantes de educación (Macías-Gómez, 2016; Macías et al., 2019; Polo-Sánchez, 2017; Polo-Sánchez & Aparicio-Puerta, 2018; Polo-Sánchez & López-Justicia, 2006), estudiantes de ciencias de la salud (Mella-Díaz & González-Quiroga, 2007) y de docentes de nivel superior de psicología y enfermería (Barradas-Alarcón, Robledo-Salinas, Guzmán-Ibáñez, & Gutierrez-Serrano, 2014).

A pesar del uso extendido de la EAPD, la escala no ha sido adaptada lingüística o culturalmente en el contexto latinoamericano, especialmente en el ámbito de la educación superior (Fuentes et al., 2021; Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015). Para que las interpretaciones derivadas de una prueba psicológica sean válidas es indispensable que exista evidencia de que sus puntuaciones son adecuadas para la población que se está evaluando (American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education, 2018). Además, los métodos de validación más actualizados contemplan no solo la teoría clásica del test y el análisis factorial exploratorio (AFE; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999), sino también la teoría de respuesta al ítem (Kim & Kyllonen, 2006; Zamora-Araya, Smith-Castro, Montero-Rojas, & Moreira-Mora, 2018), el análisis factorial confirmatorio (AFC; Hair et al., 1999; Manzano-Patiño, 2018; Pilatti, Godoy, & Brussino, 2012), el análisis de invariancia (Kline,

2016) y nuevos métodos para medir la fiabilidad, como el coeficiente omega (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

En un estudio reciente, Fuentes et al. (2021) elaboraron un instrumento para medir la actitud hacia la discapacidad física y sensorial. La construcción de ítems contempla componentes cognitivos, afectivos y conductuales, el interés de mantener la situación de desventaja de las personas con discapacidad y la presencia de actitudes tradicionales y paternalistas. Se utilizó una muestra de un total de 718 participantes: 603 estudiantes y 155 docentes pertenecientes a la Universidad Autónoma de Bolivia Gabriel Moreno. Se inició con una prueba piloto compuesta por 122 ítems, que pasaron a ser 34 en el análisis factorial exploratorio y finalmente 24 en la solución final. Se dividieron los ítems en dos dimensiones que explican el 58.79% de la varianza. La primera se llamó actitudes igualitarias y consta de 11 ítems, con un coeficiente alfa de Cronbach de .91 y la segunda dimensión se llamó actitudes discriminatorias y consta de 16 ítems con un alfa de Cronbach de .92. Para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el método de máxima verosimilitud, reportando el *non-normed fit index* (NNFI) = .99, un *comparative fit index* (CFI) = .99 y un *root mean square error of approximation* (RMSEA) = .03, los cuales representan buenos índices de ajuste.

El presente estudio tiene como objetivos evaluar las evidencias de validez de constructo de la EAPD, así también como proponer una versión modificada del instrumento (ver Tabla 1) en una muestra de estudiantes universitarios del estado de Sonora, México, tomando como referencia el trabajo realizado por Fuentes et al. (2021). Se partió de la hipótesis de que existen dos variables latentes relacionadas: ideas discriminatorias e igualitarias, y a su vez, cada una de estas está relacionada con escalas específicas de la EAPD. Para ello, en primer lugar, se buscó establecer un

Tabla 1

Relación de escalas e ítems del instrumento original y la adaptación propuesta.

Escala EAPD original	Total de ítems: 37	Escala EAPD modificada	Total de ítems: 25
Escalas Discriminatorias			
Valoración de Capacidades y Limitaciones	1, 2, 4, 7, 8, 16, 20, 21, 29, 36	Valoración de Limitaciones	1, 2, 4, 8.
Reconocimiento y Negación de Derechos	6, 9, 12, 17, 14, 15, 22, 23, 27, 35, 37	Implicación Personal	10, 25, 26, 31.
Implicación Personal	3, 5, 10, 11, 25, 26, 31	Calificación Genérica	17, 18, 24, 28
Calificación Genérica	13, 18, 24, 28, 34	Escala Igualitaria	
Asunción de Roles	19, 30, 32, 33	Asunción de Roles y Capacidades	19, 21, 30, 33, 36
Bidimensional			
		Reconocimiento y Negación de Derechos	Negación 6, 15, 23, 35, 37 Reconocimiento 14 22 y 27

modelo general de actitudes igualitarias/discriminatorias a través de las escalas de la EAPD y posteriormente se determinó la contribución y pertinencia de cada escala por separado.

Método

Diseño

Se trata de un estudio no experimental, descriptivo y transversal.

Participantes

La muestra está formada por un total de 1934 universitarios, de los cuales 645 se identifican con el sexo femenino (33.4%) y 1289 con el sexo masculino (66.6%), agrupados en las siguientes áreas: Departamento de Industrial (16.4%): Ing. Industrial; Departamento de Metal-

mecánica (27.7%): Ing. Mecánica, Ing. Mecatrónica, Ing. Aeronáutica; Departamento Eléctrica/Electrónica (15.2%): Ing. Eléctrica, Ing. Electrónica, Ing. Biomédica; Departamento Económico-Administrativo (17.3%): Lic. Administración, Ing. Gestión Empresarial; y Departamento de Sistemas e Informática (22%): Ing. Sistemas Computacionales, Ing. Informática. El 33.4% de los participantes se encuentran entre el primer y el segundo semestre, 32.4% entre el tercero y cuarto, el 19.1% entre el quinto y sexto, y el 15.2% en el séptimo o superior. La edad promedio de los estudiantes es de 19.86 años ($DE = 2.84$), con edades de entre 18 y 24 años. Tal como lo indican [Bandalos y Finney \(2019\)](#), realizar el AFE y el AFC en muestras independientes aporta mayor evidencia de validez, por lo que esta fue separada aleatoriamente en dos partes (que corresponden al 50% de la muestra total), y fueron llamadas submuestra 1 y submuestra 2.

Instrumento

El instrumento utilizado fue la Escala de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad (EAPD). Para medir el constructo de actitud hacia la discapacidad, Verdugo, Arias y Jenaro (citados en ANUIES, 2002) desarrollaron una estructura multifactorial distribuida teóricamente en cinco dimensiones y 37 ítems: *valoración de capacidades y limitaciones* (VCL con 10 ítems), *reconocimiento/negación de derechos* (RND con 11 ítems), *implicación personal* (IP con siete ítems), *calificación genérica* (CG con cinco ítems) y *asunción de roles* (AR con cinco ítems).

Los ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 10, 15, 17, 18, 23, 24, 25, 26, 28, 29, 31, 34, 35 y 37 son afirmaciones discriminatorias sobre la discapacidad, por ejemplo, el ítem 1 dice: *Las personas con discapacidad con frecuencia son menos inteligentes que las demás personas*. Para estos ítems, un mayor acuerdo representa actitudes menos favorables hacia la discapacidad. Por el contrario, los ítems 9, 11, 12, 13, 14, 16, 19, 20, 21, 22, 27, 30, 32, 33 y 36 son afirmaciones igualitarias sobre la discapacidad; por ejemplo, el ítem 9 dice: *Las personas con discapacidad deberían tener las mismas oportunidades de empleo que cualquier otra persona*. Para estos ítems un mayor acuerdo representa actitudes más favorables hacia la discapacidad. Por este motivo, antes de realizar los análisis, se invirtieron los valores de los ítems negativos para que una mayor puntuación indique siempre una valoración positiva de la discapacidad.

El instrumento está construido con una escala tipo Likert con seis opciones de respuesta, donde: 1 = *Estoy muy de acuerdo* (MA); 2 = *Estoy bastante de acuerdo* (BA); 3 = *Estoy parcialmente de acuerdo* (PA); 4 = *Estoy parcialmente en desacuerdo* (PD); 5 = *Estoy bastante en desacuerdo* (BD); 6 = *Estoy en total desacuerdo* (TD) para

las afirmaciones igualitarias, mientras que las puntuaciones se invierten para las afirmaciones discriminatorias.

Para el proceso de construcción y validación de la EAPD, se llevó a cabo una revisión exhaustiva de la literatura, que sirvió de insumo para construir un banco de ítems. La validez de contenido de los ítems se evaluó mediante el método de juicio de expertos, con el apoyo de un grupo compuesto por 250 profesionales de distintas áreas. Se determinó la fiabilidad de la escala a través de tres métodos. El primero fue el coeficiente alfa de Cronbach con un valor de .92, el cual mide el nivel de consistencia interna de los ítems. El segundo fue el método de división en mitades y, por último, el tercero fue el método Lambda de Guttman (Polo-Sánchez & López-Justicia, 2006).

Procedimiento

El estudio se llevó a cabo en el Instituto Tecnológico de Hermosillo, ubicado en el centro del estado de Sonora, México. La participación de los alumnos que conformaron la muestra fue posible gracias a la colaboración de los docentes, quienes compartieron la encuesta directamente a sus alumnos a través de correos electrónicos. Previo a ello, se hizo un trabajo de vinculación con los jefes de departamento de los distintos programas académicos, pues resultaba indispensable contar con su aprobación. El instrumento fue transformado a formato digital a través de la plataforma *Google forms*. Antes de iniciar con sus respuestas, los alumnos tenían que leer los objetivos del estudio y aprobar un consentimiento informado. La información fue tratada con estricta confidencialidad y apego a las directrices emitidas por la *Sociedad Mexicana de Psicología* (2007), con el respeto debido a la dignidad y el bienestar de los participantes.

Análisis de datos

Para llevar a cabo el AFE, así como también obtener el índice omega de McDonald, se utilizó el paquete estadístico SPSS v26. Por otra parte, para llevar a cabo el AFC y el análisis de invarianza, se utilizó la extensión AMOS v26. El análisis Rasch se llevó a cabo con el software WINS-TEPS v. 3.74. Finalmente, se utilizó el software G Power 3.1.9.7 para evaluar el tamaño del efecto en la prueba de contraste de hipótesis.

Resultados

El AFE tiene como objetivo establecer una estructura interna que se ajuste mejor a las correlaciones del conjunto de datos con los que se cuenta, así como eliminar variables que sean irrelevantes (Hair et al., 1999). Para llevar a cabo este análisis se utilizó la submuestra 1. El modelo elegido fue de máxima verosimilitud y la pertinencia del análisis se determinó mediante la prueba Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), considerando el rango de .50 a .70 como aceptable y de .80 a 1 como excelente, en conjunto con la prueba de esfericidad de Bartlett, con rotación oblimin directa y se eliminaron aquellos ítems cuya carga fuera menor a .30. Se observó que las puntuaciones de asimetría y curtosis de cada ítem presentaran valores superiores a -7 e inferiores a 7, como condición para considerarlos aceptables (Bandalos & Finney, 2019).

El análisis de frecuencias permitió observar que los ítems 3, 11, 12 y 16 se encontraban fuera de rango en asimetría y/o curtosis, por lo que fueron retirados del análisis, lo que dio como resultado 33 ítems. Posteriormente se realizó el AFE para cada escala del instrumento. Dos escalas mostraron una estructura bifactorial: RND con los ítems 37, 23, 15, 35 y 6 en el Factor 1 y los

ítems 14, 12, 22 y 27 en el Factor 2 y VCL con los ítems 1, 4, 8, 2 y 29 en el Factor 1 y los ítems 21, 26, 32 y 36 en el Factor 2. Se observó que los ítems se dividieron de forma tal que las aseveraciones negativas sobre las PD quedaron en el primer factor (con mayor varianza explicada) y las que aludían a opiniones positivas en el segundo. Como consecuencia, la escala VCL fue dividida en Valoración de Capacidades (VC) y Valoración de Limitaciones (VL), mientras que RND fue dividida en Negación de Derechos (ND) y Reconocimiento de Derechos (RD). Para el resto de las escalas se obtuvo una solución unifactorial (IP: 5, 10, 25, 26 y 31; CG: 17, 18, 24 y 28; AR: 19, 30 y 33) (ver Tabla 2).

Se observó que las escalas IP y CG quedaron constituidas únicamente por ítems de carácter negativo, mientras que la escala AR por ítems positivos. Con esto se observa que el instrumento queda prácticamente dividido en escalas discriminatorias (ND, VL, IP y CG) y escalas igualitarias (RD, VC y AR).

Posteriormente se realizó el análisis Rasch. El método utilizado fue el *Rating Scale Model* (RSM) propuesto por Andrich (1978) (Kim & Kyllonen, 2006), pues es apropiado para datos politómicos de escalas tipo Likert. Los indicadores de ajuste del ítem pueden ser usados para identificar los ítems que definen una dimensión singular, sujeta a la restricción de que el modelo es apropiado para ese conjunto de ítems, considerando como aceptables valores de *Infit* y *Outfit* entre .5 y 1.5. Se observa un ajuste adecuado en todos los ítems que conforman el instrumento en relación con la escala a la que pertenecen.

Acto seguido, se procedió a ejecutar el AFC, para lo cual se utilizó la submuestra 2. El AFC proporciona la serie de estimaciones de ecuaciones simultáneas que resulta más adecuada y eficiente mediante regresiones múltiples y permite evaluar la contribución de cada ítem de la escala,

Tabla 2

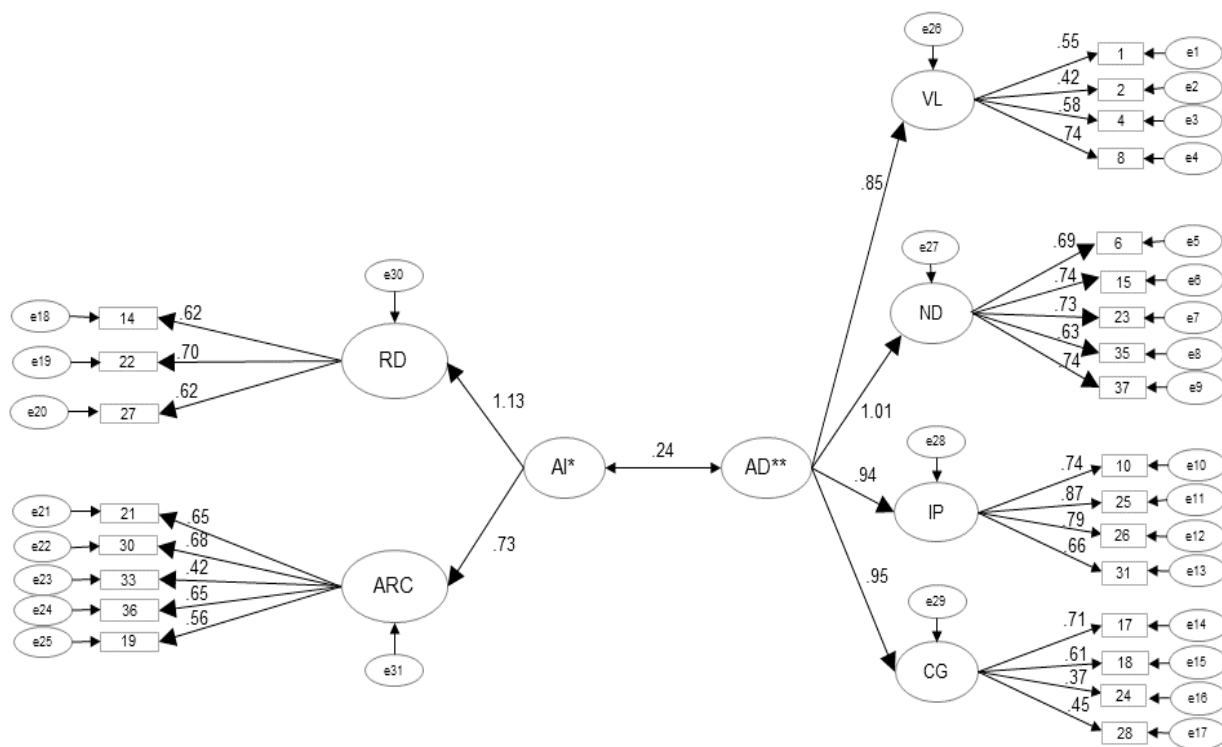
Valores iniciales obtenidos por AFE y varianza total explicada para cada factor.

Escala	KMO	Dimensión	No. de reactivos	Varianza total explicada	Cargas factoriales	
					Mín	Máx
Actitudes hacia las personas con discapacidad (EAPD)	.77	VCL	9	34.94	.40	.66
	.83	R/ND	9	48.17	.42	.73
	.81	IP	5	60.82	.68	.87
	.69	CG	4	36.01	.47	.75
	.70	AR	3	36.41	.43	.65

así como incorporar la fiabilidad de la escala en la estimación de las variables (Hair et al., 1999).

Se estableció un modelo a través del método de máxima verosimilitud con *bootstrap* 500 para determinar la pertinencia de las siete escalas bajo los criterios de los índices de bondad de ajuste; CMIN/DF menor que 3 (Hu & Bentler, 1995; en Pilatti et al., 2012); CFI cercano a 1, RMSEA y SRMR < .05 (Manzano-Patiño, 2018).

Se buscó establecer un modelo que explique dos variables latentes correlacionadas pero independientes: actitudes igualitarias y discriminatorias. Por ese motivo, las escalas RND y VCL fueron separadas, de modo que contribuyeran simultáneamente a ambas variables latentes, pero se mantuvieran correlacionadas estructuralmente. Se procedió a elaborar el modelo en AMOS 26 observando que la varianza entre las escalas VC

**Figura 1.** Coeficientes estandarizados del modelo propuesto (A2).

Nota. *AI = Actitudes igualitarias, *AD = Actitudes discriminatorias**

Tabla 3

Índices de bondad de ajuste obtenidos en el AFC para los modelos probados.

Modelo		Indicadores de ajuste							
Modelo general	χ^2	GL	CMIN/GL	CFI	RMSEA	LO	HI	AIC	SRMR
A1	1220	345	4.1	.90	.05	.54	.61	1386.30	.05
A2	1000	264	3.7	.91	.05	.51	.58	1172.07	.04
Escala									
IP	4	2	2.1	.99	.03	.00	.08	28.21	.01
RND	49	17	2.9	.98	.04	.03	.06	103.33	.02
CG	17	2	8.7	.96	.91	.05	.13	41.59	.03
VL	9	1	9.0	.98	.09	.06	.11	35.01	.01
ARC	60	4	15.18	.94	.12	.09	.15	92.73	.04

y AR es igual a 1, por lo que se decidió unir estas dos escalas en una sola, a la cual se le llamó Asunción de Roles y Capacidades (ARC). Posteriormente, se elaboró un modelo general con las seis escalas finales (A1).

Como resultado se observó que el modelo no se ajustaba a los índices esperados (ver Tabla 3). Se procedió a evaluar los índices de modificación y se obtuvo la mejor solución (A2, ver Tabla 3) tras eliminar el ítem 32, así como establecer las siguientes covarianzas de error: $e1 - e2$ (.24), $e5 - e8$ (-.08), $e8 - e9$ (.23) y $e23 - e24$ (.05). La solución final contempla 25 ítems. Cada una de las dimensiones está formada por ítems cuyos pesos de regresión nos permiten indicar su importancia, dados sus valores y la variación entre ellos.

Como consecuencia del AFC se reestructuraron algunas escalas. En primer lugar, la escala VCL se redujo simplemente a VL, con los ítems 1, 2, 4 y 8. En segundo lugar, las variables de VC y AR se combinaron en una sola escala llamada ARC, conformada por los ítems 19, 21, 30, 33 y 36 (ver Figura 1).

Una vez definido el modelo general, se procedió a analizar cada escala por separado. Se observó que las escalas IP y RND cuentan con un ajuste excelente, mientras que las escalas VL, CG y ARC no se ajustan a los índices esperados (ver Tabla 3).

Para el análisis de fiabilidad de la escala se obtuvieron los valores del coeficiente ω de McDonald (ver Tabla 4), en la cual se obtuvo un valor total de .88, con valores por escala que oscilan entre .63 y .83. La escala CG no supera el mínimo esperado de .65 (Katz, 2011), sin embargo, está muy cerca del límite inferior permitido.

Con el objetivo de verificar la pertinencia de las escalas modificadas y la posible pérdida de la varianza total explicada tras la eliminación de los ítems, se realizó nuevamente el análisis factorial bajo los mismos parámetros establecidos al inicio. Se observa que no hay cambios en términos del KMO ni en la varianza total explicada (ver Tabla 5). Cabe señalar que el cálculo original se hizo en la submuestra 1, mientras que el cálculo de la escala modificada se hizo en la submuestra 2.

Tabla 4

Índices de fiabilidad de las escalas.

ω de McDonald					
RND	VL	IP	CG	ARC	Total
.79	.70	.84	.63	.74	.88

Finalmente, se procedió a realizar el análisis de invarianza entre los participantes que se identificaban con el sexo femenino y el masculino, pues diversos autores (Fuentes et al., 2021; Polo-Sánchez, Fernández-Jiménez, & Fernández-Cabezas, 2018; Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015; Salinas-Alarcón, 2014) señalan que se han encontrado diferencias entre las puntuaciones de estos grupos en el nivel superior de enseñanza. Este procedimiento contempla la estimación de tres modelos anidados que son progresivamente comparados entre sí. En primer lugar, un modelo sobre el que no se imponen restricciones y se denomina invarianza configuracional (M1). En segundo lugar, se establece un modelo con restricciones en la que los coeficientes de regresión son igualados y se denomina invarianza métrica (M2). Finalmente, se elaboró un modelo donde los interceptos se igualan a las cargas factoriales, el cual se denomina invarianza escalar (M3).

Los tres modelos son comparados en relación al modelo base donde se encuentran anidados, buscando que las diferencias en los valores de Chi-cuadrada ($\Delta\chi^2$) arrojen un valor p no significativo y un ΔCFI menor a .001 (Kline, 2016). Sin embargo, es relevante tener en cuenta que autores como Domínguez-Lara y Medrano (2016) y Ochoa-Meza, Sierra, Pérez-Rodrigo, Aranceta-Bartrina y Esparza-Del Villar (2015) conside-

ran que el CFI es el indicador que toma mayor relevancia para observar el contraste y determinar la invarianza. Para los efectos del presente estudio, se realizó una estimación entre la invarianza configuracional y métrica. En primer lugar, el valor Chi cuadrada ($\Delta\chi^2 = 1163.60$, $p = .42$) y los índices de ajuste (CMIN/GL = 2.4, CFI = .92, RMSEA = .3) nos llevan a aceptar la hipótesis de invarianza configuracional. En relación con la invarianza métrica, la diferencia del CFI ($\Delta CFI = .002$) entre ambos modelos es menor al límite establecido de .01, pero significativo a $p < .01$. En este sentido, se puede considerar que el modelo presentado alcanza la invarianza métrica entre sexos.

Para finalizar, se realizaron contrastes de hipótesis con el objetivo de observar si sus resultados son congruentes con los que presentan otros estudios, lo que aportaría mayor evidencia de validez (Fuentes et al., 2021). Además del sexo, otras variables de atributo que toman gran relevancia para generar diferencias significativas entre grupos son la frecuencia de contacto con PD y la edad. Se ha reportado que aquellos alumnos de nivel superior que han tenido contacto con la discapacidad presentan actitudes más positivas (González-Cortés & Roses-Campos, 2016), mientras que la edad parece generar diferencias en algunos casos (Luque-de la Rosa & Gutié-

Tabla 5

Comparación de la escala original con la modificada, en términos de KMO, número de reactivos y varianza total explicada.

	KMO		Varianza total explicada			
	*E	**C	E	C	E	C
VCL vs VL	.77	.73	9	4	34.94	37.83
RND vs RND	.83	.81	9	8	48.17	46.17
IP vs IP	.81	.79	5	4	60.82	59.13
CG vs CG	.69	.68	4	4	36.01	36.01
AR vs ARC	.70	.71	3	4	36.41	36.61

Nota. *E = Después del AFE, **C = Después del AFC.

rez-Cáceres, 2014) y en otros no (Fuentes et al., 2021).

En el caso del sexo, se realizó la prueba t de Student para muestras independientes, considerando como válidos los tamaños de efecto mayores a .20 (d) y potencia estadística mayor a .80 ($1-b$) para evitar caer en error tipo II (falsos negativos; Cárdenas-Castro & Arancibia-Martini, 2014; Ventura-León, 2018). Los resultados no varían significativamente dependiendo de si se asumen o no varianzas iguales. Tomando en consideración todos los criterios, se encontraron diferencias significativas en las variables VL ($t = 4.33, p < .001, d = .20$ y $1-b = .99$), IP ($t = 4.28, p < .001, d = .21$ y $1-b = .99$) y RD ($t = 6.15, p < .001, d = .30$ y $1-b = .99$), con puntuaciones medias más altas para el sexo femenino tanto en las escalas igualitarias como en las discriminatorias, lo que indica actitudes más favorables.

Para las variables frecuencia de contacto y edad se realizó la prueba de análisis de varianza de una vía (ANOVA) con seis y tres grupos, respectivamente. En este caso, se consideran aceptables valores mayores a .10 para el tamaño del efecto (f). Con relación a los grupos de edad, aunque se encontraron valores $p < .05$ para IP, CG y ND; solo este último tiene el tamaño del efecto suficiente para considerarlos significativos ($F = 3.96, p = .001, f = .10$ y $1-b = .95$), con diferencias entre los grupos de 20 y de 21 años, con medias más altas para los últimos. Con relación a la frecuencia de contacto, se encontraron diferencias significativas para IP ($F = 2.98, p = .03, f = .12, 1-b = .95$), CG ($F = 3.03, p = .03, f = .12, 1-b = .95$), ARC ($F = 4.22, p = .006, f = .14, 1-b = .95$), RD ($F = 4.11, p = .007, f = .14, 1-b = .95$) y ND ($F = 4.40, p = .04, f = .14, 1-b = .95$). En todos los casos, los que tienen frecuencia de contacto casi nula muestran medias más bajas tanto en las variables igualitarias como en las discriminatorias.

Discusión y conclusiones

La fecha de publicación de la EAPD coincide con la Declaración de Salamanca sobre Necesidades Educativas Especiales (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 1994), que supuso un momento decisivo para que el enfoque de educación inclusiva se lograra posicionar a nivel internacional, trayendo consigo cambios en las políticas y sistemas educativos (Duk, Cisternas, & Ramos, 2019). Debido a ello, es de esperarse que desde la publicación de la EAPD los parámetros con los que se miden las expresiones de rechazo o aceptación de la discapacidad hayan cambiado sustantivamente. Diversos autores (Arellano-Torres et al., 2019; Fuentes et al., 2021; Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015) han señalado como limitantes de la EAPD el hecho de que se basa en prejuicios tradicionales, prejuicios que actualmente son más susceptibles a sesgos de deseabilidad social. Sin embargo, estudios empíricos dejan ver que esta división entre prejuicios tradicionales y modernos no siempre es clara desde el punto de vista métrico (Arellano-Torres et al., 2019).

En el presente estudio el AFE permite visualizar la estructura bifactorial de las escalas caracterizadas por afirmaciones igualitarias, por un lado, y discriminatorias, por el otro. La proporción de afirmaciones discriminatorias comparadas con las igualitarias pasó del 59% en la escala original al 68% en la modificada. Consideramos que la pérdida de ítems con valoraciones positivas se explica por el mayor reconocimiento de capacidades y derechos que ya no se ponen en duda para este grupo de personas. Por ejemplo, para el ítem 3: *Permitiría que su hijo aceptase la invitación a un cumpleaños que le hiciera un niño con discapacidad*, 1695 participantes estuvieron muy de acuerdo, y solo 19 participantes

mostraron algún grado de desacuerdo; mientras que para el ítem 12: *Las personas con discapacidad también pueden divertirse con las demás personas*, 1557 participantes estuvieron muy de acuerdo y solo 19 mostraron algún grado de desacuerdo. Por otra parte, para el ítem 25: *No quiero trabajar con personas con discapacidad*, solo 954 participantes estuvieron muy en desacuerdo, y se observa una mayor distribución entre el resto de las opciones de respuesta, al igual que con el ítem 15: *Las personas con discapacidad deberían ser encerradas en instituciones especiales*, donde 909 personas estuvieron muy en desacuerdo.

Lo anterior nos permite apoyar la hipótesis que sostiene que la EAPD cuenta con afirmaciones sobre la discapacidad que ya no son aplicables a la sociedad moderna, ni al contexto universitario. Sin embargo, el análisis presentado también nos permite visualizar que específicamente las escalas de RND e IP aún son aproximaciones adecuadas para entender aspectos específicos del espectro de actitudes hacia la discapacidad, especialmente esta última, pues cuenta con un 59% de varianza explicada y parámetros de ajuste excelentes en el AFC si se juzga por separado. Por otra parte, la existencia de factores correlacionados y no independientes se explica por el método de rotación utilizado (oblimin directo; Hair et al., 1999). El AFC muestra una covarianza de .24 entre las dos variables latentes (actitudes discriminatorias e igualitarias), lo que indica que es débil, pero suficiente para considerar que los constructos están relacionados (Valdés-Cuervo, García-Vázquez, Torres-Acuña, Urías-Murrieta, & Grijalva-Quiñonez, 2019).

Se puede observar que las puntuaciones de las escalas se encuentran entre .35 y .87, lo que representa una desventaja en relación con el instrumento desarrollado por Fuentes et al. (2021), que contiene ítems con cargas mayores a .50. En cuanto a la pertinencia de las covarianzas de error,

Brown (2015) señala que cuando se utilizan métodos como el autorreporte para la validación de instrumentos mediante el AFC, es posible que se necesiten errores correlacionados para dar cuenta de la covarianza en los indicadores no explicada por una posible causa común exógena. Por otra parte, en el análisis de confiabilidad encontramos puntuaciones que son comparables con la escala total ($\omega = .88$ vs $\alpha = .92$) en relación con la propuesta de Fuentes et al. (2021). La interpretación de algunas escalas específicas debe llevarse con cautela si se hace de manera aislada, por mostrar un índice bajo, mientras que otras presentan puntuaciones más consistentes.

Adicionalmente, el presente estudio permite apoyar la hipótesis de que los participantes del sexo masculino y aquellos que han tenido contacto casi nulo con personas con discapacidad (PD) muestran medias más bajas en las puntuaciones de actitudes igualitarias y discriminatorias, mientras que la edad por sí misma parece no establecer diferencias considerables, lo cual es congruente con lo establecido por otros autores (Fuentes et al., 2021; González-Cortés & Roses-Campos, 2016; Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015; Salinas-Alarcón, 2014). El análisis de invarianza aporta mayor certeza a que la medición y comparación establecida entre sexos se encuentra libre de sesgos.

Como limitante del estudio se señala el hecho de que no se hizo un análisis de validez concurrente. Si bien Fuentes et al. (2021) encontraron una correlación significativa de la EAPD con el instrumento que elaboraron, futuras líneas de investigación podrían señalar la posible relación entre la estructura bifactorial aquí descrita y los factores de actitudes igualitarias y prejuiciosas. Otra limitante importante es que no se indagó sobre la invarianza entre distintos tipos de discapacidad. También se indica que los participantes pertenecen a una universidad tecnológica, con

una proporción mayor de participantes del sexo masculino y de titulaciones relacionadas con las ingenierías. Debido a que se ha reportado que estos grupos presentan valoraciones menos positivas hacia la discapacidad (Rodríguez-Martín & Álvarez-Arregui, 2015), se considera prudente replicar los análisis en el contexto de estudiantes que cursen carreras relacionadas con las ciencias sociales.

Se concluye que la revisión de las propiedades métricas de la EAPD era una asignación pendiente, pues aún es reconocida como uno de los instrumentos de mayor uso en el contexto hispanoparlante para evaluar las actitudes hacia las PD. Los resultados aquí presentados permitirán a los investigadores y profesionales que trabajan en el campo de la inclusión de PD en el contexto de las instituciones de educación superior tomar decisiones críticas sobre el uso de instrumentos de medición. A su vez, se considera que el análisis aquí presentado arroja evidencia empírica de que mientras la valoración de capacidades y el reconocimiento de derechos para las PD han ganado una aceptación tal que ya no se ponen en duda, aún se encuentra resistencia en la disposición para asumir roles de apoyo e involucrarse de manera cercana con PD.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2018). *Estándares para pruebas educativas y psicológicas*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Araya-Cortés, A., González-Arias, M., & Cerpa-Reyes, C. (2014). Actitud de universitarios hacia las personas con discapacidad. *Educación y Educadores*, 17(2), 289-305. doi: 10.5294/edu.2014.17.2.5
- Arellano-Torres, A., Gaeta-Gonzales, M. L., Peralta-Lopez, F., & Cavazos-Arroyo, J. (2019). Actitudes hacia la discapacidad en una universidad mexicana. *Revista Brasileira de Educação*, 24, 1-20. doi: 10.1590/s1413-24782019240023
- Arias-González, V., Arias-Martínez, B., Verdugo-Alonso, M. Á., Rubia-Avi, M., & Jenaro-Río, C. (2016). Evaluación de actitudes de los profesionales hacia las personas con discapacidad. *Siglo Cero*, 47(2), 7-41. doi: 10.14201/scero2016472741
- Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior (ANUIES). (2002). *Manual para la Integración de Personas con Discapacidad en las Instituciones de Educación Superior*. Recuperado de www.conapred.org.mx
- Bandalos, D., & Finney, S. J. (2019). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. En G. R. Hancock, L. M. Stapleton, & R. O. Mueller (Eds.), *The Reviewer's Guide to Quantitative Methods in the Social Sciences* (2^{da} ed., pp. 98-122). doi: 10.4324/9781315755649
- Barradas-Alarcón, M. E., Robledo-Salinas, M. L., Guzmán-Ibáñez, M. L., & Gutierrez-Serrano, L. (2014). Actitudes hacia las personas con discapacidad en académicos de la Universidad Veracruzana. *Revista Iberoamericana de Producción Académica y Gestión Educativa*, 2. Recuperado de <https://www.pag.org.mx>
- Booth, T., & Ainscow, M. (2015). *Guía para la Educación Inclusiva. Desarrollando el aprendizaje y la participación en los centros escolares*. Recuperado de <http://consultorahumanitas.cl>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2^{da} ed.). Nueva York: The Guilford Press.
- Cárdenas-Castro, J. M., & Arancibia-Martini, H. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en G * Power: Complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud y Sociedad*, 5(2), 210-224. Recuperado de <http://www.saludysociedad.cl>
- Dominguez-Lara, S. A., & Medrano, L. A. (2016). Inva-

- rianza factorial del Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) en universitarios limeños y cordobeses. *Universitas Psychologica*, 15(1), 89-98. doi: [10.11144/Javeriana.upsy15-1.ifce](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-1.ifce)
- Duk, C., Cisternas, T., & Ramos, L. (2019). Formación docente desde un enfoque inclusivo. A 25 Años de la Declaración de Salamanca, nuevos y viejos desafíos. *Revista Latinoamericana de Educación Inclusiva*, 13(2), 91-109. doi: [10.4067/s0718-73782019000200091](https://doi.org/10.4067/s0718-73782019000200091)
- Fuentes, V., Pérez-Padilla, J., de la Fuente, Y., & Aranda, M. (2021). Creation and validation of the Questionnaire on Attitudes towards Disability in Higher Education (QAD-HE) in Latin America. *Higher Education Research and Development*. doi: [10.1080/07294360.2021.1927997](https://doi.org/10.1080/07294360.2021.1927997)
- González-Cortés, E., & Roses-Campos, S. (2016). ¿Barreiras invisibles? Actitudes de los estudiantes universitarios ante sus compañeros con discapacidad. *Revista Complutense de Educación*, 27(1), 219-235. doi: [10.5209/rev_RCED.2016.v27.n1.45702](https://doi.org/10.5209/rev_RCED.2016.v27.n1.45702)
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Análisis Multivariante* (5^{ta} ed.). Madrid, España: Prentice Hall.
- Katz, M. H. (2011). *Multivariable Analysis* (3^{ra} ed.). New York: Cambridge University Press.
- Kim, S., & Kyllonen, P. C. (2006). Rasch rating scale modeling of data from the Standardized Letter of Recommendation. *ETS Research Report Series*, 2, i-22. doi: [10.1002/j.2333-8504.2006.tb02038.x](https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.2006.tb02038.x)
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practices of Structural Equation Modelling* (4^{ta} ed.). New York: The Guilford Press.
- Ley General para la Inclusión de las Personas con Discapacidad. (2011). México. Recuperado de <http://dof.gob.mx>
- Luque de la Rosa, A., & Gutiérrez-Cáceres, R. (2014). La integración educativa y social del alumnado con discapacidad en el EEES: Universidad de Bolonia. *Revista Complutense de Educación*, 25(1), 153-175. doi: [10.5209/rev_RCED.2014.v25.n1.41344](https://doi.org/10.5209/rev_RCED.2014.v25.n1.41344)
- Macías-Gómez, E. (2016). Actitudes de estudiantes de magisterio en educación primaria hacia las personas con discapacidad. *Revista Nacional e Internacional de Educación Inclusiva*, 9(1), 54-69. Recuperado de <https://revistaeducacioninclusiva.es>
- Macías-Gómez, M. E., Aguilera-García, J. L., Rodríguez-Sánchez, M., & Gil-Hernández, S. (2019). Un estudio transversal sobre las actitudes de los estudiantes de pregrado y máster en Ciencias de la Educación hacia las personas con discapacidad. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 22(1), 225-240. doi: [10.6018/reifop.22.1.353031](https://doi.org/10.6018/reifop.22.1.353031)
- Manzano-Patiño, A. P. (2018). Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales. *Investigación en Educación Médica*, 7(25), 67-72. Recuperado de <http://www.riem.facmed.unam.mx>
- Mella-Díaz, S., & González-Quiroga, L. (2007). Actitudes de los estudiantes de la salud de la Universidad de Chile hacia las personas con discapacidad. *Revista Chilena de Terapia Ocupacional*, 7, 3-12. doi: [10.5354/0717-6767.2007.42](https://doi.org/10.5354/0717-6767.2007.42)
- Myers, D. G., & Twenge, J. M. (2019). *Psicología social* (13^a ed.). México DF, México: McGraw Hill Interamericana.
- Nario-Redmond, M. R., Kemerling, A. A., & Silverman, A. (2019). Hostile, benevolent, and ambivalent ableism: Contemporary manifestations. *Journal of Social Issues*, 75(3), 726-756. doi: [10.1111/josi.12337](https://doi.org/10.1111/josi.12337)
- Ochoa-Meza, G., Sierra, J. C., Pérez-Rodrigo, C., Aranceta-Bartrina, J., & Esparza-Del Villar, Ó. A. (2015). Validez e invarianza factorial de un modelo socioecológico para explicar el consumo de fruta en niños escolares mexicanos. *Nutrición Hospitalaria*, 31(2), 649-657. Recuperado de <https://www.nutricionhospitalaria.org>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (1994). *Declaración de Salamanca y Marco de Acción Sobre Necesidades Educativas Especiales*. Recuperado de <https://unesdoc.unesco.org>

- Pilatti, A., Godoy, J. C., & Brussino, S. (2012). Análisis factorial confirmatorio del Cuestionario de Expectativas hacia el Alcohol para Niños Argentinos (CEA-N). *Acta Colombiana de Psicología*, 15(2), 11-20. Recuperado de <http://www.scielo.org.com>
- Polo-Sánchez, M. T. (2017). Innovación para la formación en inclusión: Actitudes de la comunidad universitaria. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología*, 4(1), 185-194. doi: 10.17060/ijodaep.2017.n1.v4.1041
- Polo-Sánchez, M. T., & Aparicio-Puerta, M. (2018). Primeros pasos hacia la inclusión: Actitudes hacia la discapacidad de docentes en educación infantil. *Revista de Investigación Educativa*, 36(2), 365-379. doi: 10.6018/rie.36.2.279281
- Polo-Sánchez, M. T., Fernández-Jiménez, C., & Fernández-Cabezas, M. (2018). The attitudes of different partners involved in higher education towards students with disabilities. *International Journal of Disability, Development and Education*, 65(4), 442-458. doi: 10.1080/1034912X.2017.1406066
- Polo-Sánchez, M. T., & López-Justicia, M. D. (2006). Actitudes hacia las personas con discapacidad de estudiantes de la Universidad de Granada. *REOP-Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 17(2), 195-211. Recuperado de <http://revistas.uned.es>
- Rodríguez-Martín, A., & Álvarez-Arregui, E. (2015). Universidad y discapacidad. Actitudes del profesorado y de estudiantes. *Perfiles Educativos*, 37(147), 86-102. doi: 10.22201/iisue.24486167e.2015.147.47265
- Salinas-Alarcón, M. (2014). *Actitudes de estudiantes sin discapacidad hacia la inclusión de estudiantes con discapacidad en la educación superior* (Tesis doctoral). Recuperado de <http://www.tdx.cat>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo*. México: Trillas.
- Valdés-Cuervo, A. A., García-Vázquez, F. I., Torres-Acuña, G. M., Urías-Murrieta, M., & Grijalva-Quiñonez, C. S. (2019). *Medición en investigación educativa con apoyo del SPSS y el AMOS*. México DF, México: Clave Editorial.
- Ventura-León, J. (2018). *Otras formas de entender la d de Cohen*. *Revista Evaluar*, 18(3), 73-78. doi: 10.35670/1667-4545.v18.n3.22305
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). Scale of attitudes towards politics among adult population in the City of Bucaramanga, Colombia. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 12(1), 291-308. doi: 10.11600/1692715x.12117101613
- Zamora-Araya, J. A., Smith-Castro, V., Montero-Rojas, E., & Moreira-Mora, T. E. (2018). Advantages of the Rasch Model for analysis and interpretation of attitudes: The case of the Benevolent Sexism Subscale. *Revista Evaluar*, 18(3), 1-13. doi: 10.35670/1667-4545.v18.n3.22201

Apéndice 1. Escala de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad adaptada.

Datos de identificación.

Sexo. Hombre. Mujer. Otro.

Edad en años. 18. 19. 20. 21. 22. 23 o más.

Contacto. Casi Nulo. Frecuente. Muy frecuente.

Instrucciones:

En la encuesta que presentamos a continuación se utiliza el termino personas con discapacidad para referirnos de manera general a toda persona que por razón congénita o adquirida presenta una o más deficiencias de carácter físico, mental, intelectual o sensorial, ya sea permanente o temporal y que al interactuar con las barreras que le impone el entorno social, pueda impedir su inclusión plena y efectiva, en igualdad de condiciones con los demás. Su tarea consiste en opinar si está de acuerdo o no con cada una de las frases que se le van a presentar, teniendo en cuenta que: a) No existen repuestas buenas o malas; cada opinión indica simplemente una diferente forma de pensar, b) Procure contestar todas las frases, incluso aquellas que no se ajustan a circunstancias específicas, c) En caso de duda entre varias opciones, señale aquella que se acerque más a su forma de pensar, d) Lea con atención cada frase, pero no se detenga demasiado en señalar su respuesta y e) Conteste con sinceridad. El cuestionario es totalmente confidencial y anónimo. Los significados de las opciones son las siguientes: MA Estoy Muy de Acuerdo, BA Estoy Bastante de Acuerdo, PA Estoy Parcialmente de Acuerdo, MD Estoy Muy en Desacuerdo, BD Estoy Bastante en Desacuerdo y PD Estoy Parcialmente en Desacuerdo.

1. Las personas con discapacidad con frecuencia son menos inteligentes que las demás personas.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
2. Un trabajo sencillo y repetitivo es el más apropiado para las personas con discapacidad.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
4. En el trabajo, una persona con discapacidad sólo es capaz de seguir instrucciones simples.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
6. Las personas con discapacidad deberían vivir con personas afectadas por el mismo problema.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
8. De las personas con discapacidad no puede esperarse demasiado.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
10. Las personas con discapacidad deberían mantenerse apartadas de la sociedad.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
14. Las personas con discapacidad también pueden casarse si lo desean.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
15. Las personas con discapacidad deberían ser encerradas en instituciones especiales.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
17. A las personas con discapacidad se les debería impedir votar.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
18. Las personas con discapacidad a menudo están de mal humor.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
19. Las personas con discapacidad confían en sí mismas tanto como las personas normales.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
21. En el trabajo, las personas con discapacidad se entienden sin problemas con el resto de los trabajadores.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
22. Sería apropiado que las personas con discapacidad trabajaran y vivieran con personas normales.	MA	BA	PA	PD	BD	MD

23. A las personas con discapacidad se les debería prohibir pedir créditos o préstamos.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
24. Las personas con discapacidad generalmente son desconfiadas.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
25. No quiero trabajar con personas con discapacidad.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
26. En situaciones sociales preferiría no encontrarme con personas con discapacidad.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
27. Las personas con discapacidad pueden hacer muchas cosas tan bien como cualquier otra persona.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
28. La mayoría de las personas con discapacidad están resentidas con las personas físicamente normales.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
30. Las personas con discapacidad son capaces de llevar a cabo una vida social normal.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
31. Si tuviera un familiar cercano con discapacidad, evitaría comentarlo con otras personas.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
33. La mayor parte de las personas con discapacidad sienten que son tan valiosas como cualquiera.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
35. Se debería prevenir que las personas con discapacidad tuvieran hijos.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
36. Las personas con discapacidad son en general tan conscientes como las personas normales.	MA	BA	PA	PD	BD	MD
37. Deberían existir leyes que prohibieran casarse a las personas con discapacidad.	MA	BA	PA	PD	BD	MD

Valores de respuesta.

1	2	3	4	5	6
MA	BA	PA	PD	BD	MD
Ítems: 1, 2, 4, 6, 8, 10, 15, 17, 18, 23, 24, 25, 28, 28, 31, 35 y 37.					
6	5	4	3	2	1
MA	BA	PA	PD	BD	MD
Ítems: 14, 19, 21, 22, 27, 30, 33 y 36					