

LA ESTRUCTURA DE LAS ACTITUDES HACIA LAS PERSONAS CON DISCAPACIDAD: MODELOS DE REDES Y MODELOS ESTRUCTURALES

The structure of attitudes towards persons with disabilities: structural and network models

Jairo RODRÍGUEZ-MEDINA

Centro Transdisciplinar de Investigación en Educación CETIE-UVa. Universidad de Valladolid. Facultad de Educación y Trabajo Social. Campus Miguel Delibes. Paseo de Belén, 1. 47011 Valladolid
jairo.rodriguez.medina@uva.es

Víctor ARIAS GONZÁLEZ

Universidad de Salamanca. Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos

María JIMÉNEZ RUIZ

Universidad de Valladolid. Departamento de Pedagogía

Henar RODRÍGUEZ-NAVARRO

Universidad de Valladolid. Departamento de Pedagogía

Bartolomé RUBIA-AVI

Universidad de Valladolid. Departamento de Pedagogía

Benito ARIAS MARTÍNEZ

Universidad de Valladolid. Departamento de Psicología

Recepción: 23 de noviembre de 2017

Aceptación definitiva: 19 de diciembre de 2017

RESUMEN: El estudio pretende examinar la estructura de las actitudes hacia las personas con discapacidad de los profesionales del tercer sector, comparando para ello diferentes métodos exploratorios y confirmatorios. Se propone un enfoque novedoso desde el análisis de redes denominado análisis exploratorio de grafos en el que los nodos

representan las actitudes y los vínculos relacionales representan las relaciones estadísticas estimadas. Se aplicó la Escala de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad, participaron 976 profesionales con un rango de edad entre 18 y 65 años. Se compararon los resultados del modelo de tres factores obtenido mediante análisis factorial confirmatorio con la estructura de la red de actitudes. Se observó una alta correspondencia entre los ítems que conforman el primer factor del modelo y la agrupación de los nodos que los representan en la red. Además, los nodos con menor centralidad se correspondieron con los indicadores menos fiables en el modelo factorial. En el gráfico de redes los ítems parecen agruparse aproximadamente en tres clústeres; sin embargo, también se observan nexos fuertes entre indicadores pertenecientes a distintos grupos, lo que podría ayudar a explicar la evidencia empírica a favor de un factor general de actitudes.

PALABRAS CLAVE: actitudes; análisis de redes; evaluación; discapacidad intelectual.

ABSTRACT: The study aims to examine the structure of third sector professionals' attitudes towards people with disabilities. A novel approach is proposed from network psychometrics called exploratory graph analysis, in which the nodes represent the attitudes and the relational links represent the estimated statistical relationships. The Attitudes Scale toward Persons with Disabilities was applied, and 976 professionals participated, with an age range between 18 and 65 years. We compared the results of the three factor model obtained by confirmatory factor analysis with the structure of the attitude network. A high correspondence was observed between the items that make up the first factor of the model and the grouping of the nodes that represent them in the network. In addition, the nodes with the lowest centrality index corresponded with the least reliable indicators in the factorial model. In the network graph, the items were grouped into approximately three clusters; however, strong links were also observed between indicators belonging to different groups, which could help explain the empirical evidence in favour of a general attitude factor.

KEY WORDS: attitudes; network analysis; assessment; disabilities.

LAS ACTITUDES DE LOS PROFESIONALES tienen un importante efecto sobre la inclusión social y laboral de las personas con discapacidad de modo que comprender su estructura y composición factorial puede contribuir a mejorar el diseño y la eficacia de programas orientados a facilitar la autodeterminación y mejorar la calidad de vida de estas personas. En concreto, las actitudes positivas de los profesionales de atención directa son cruciales para asegurar que a través de estos programas se alcanzan los objetivos de plena inclusión, autonomía y participación activa (Pelleboer-Gunnink, Van Oorsouw, Van Weeghel y Embregts, 2017). Identificar los factores que pueden afectar potencialmente a las actitudes de estos profesionales es, por tanto, un objetivo prioritario para entender mejor las barreras que afectan a la integración de las personas con discapacidad (Morin, Crocker, Beaulieu-Bergeron y Caron, 2013; Scior, 2011).

Las actitudes son uno de los constructos que ha ocupado un lugar central en la psicología social (Morin *et al.*, 2013) y uno de los primeros campos en el que se aplicaron

modelos formales de medida (Dalege *et al.*, 2016). Aunque existe un cierto acuerdo sobre la inclusión de tres componentes (Morin *et al.*, 2013), afectivo, cognitivo y conductual en la definición del constructo de actitudes (Findler, Vilchinsky y Werner, 2007), las diferencias en cuanto al número de factores son evidentes y obviamente relacionadas tanto con la teoría que sustenta el instrumento empleado para su evaluación como con los diferentes métodos de estimación de los factores.

Una somera revisión de los trabajos publicados recientemente en este ámbito ilustra esta situación. Symons, Fish, McGuigan, Fox y Akl (2012) obtienen una estructura de cinco factores; Morin *et al.* (2013) cinco factores, dos en la dimensión afectiva, dos en la cognitiva y uno en la conductual; Power y Green (2010) cuatro y la presencia de un factor común fuerte; Boo y Nie (2017) revisan y desarrollan el Cuestionario de Actitudes hacia la Discapacidad (Morin *et al.*, 2013) en el contexto asiático, obteniendo una estructura de tres factores. Uno de los denominadores comunes de estos trabajos es que los diferentes métodos de extracción produjeron resultados con un número óptimo de factores que no se confirmaron posteriormente o cuyos ajustes fueron precarios al ser sometidos a análisis factorial confirmatorio. Así, Symons *et al.* (2012) obtienen inicialmente una estructura con seis factores atendiendo a la regla de Kaiser-Guttman (valores propios > 1) (Guttman, 1954) y de cuatro factores mediante análisis paralelo de Horn (Horn, 1965). Boo y Nie (2017) obtuvieron soluciones iniciales de siete y cuatro factores, aplicando la regla de Kaiser-Guttman y el análisis del gráfico de sedimentación (Cattell, 1966), respectivamente. Power y Green (2010) de nueve (Kaiser-Guttman) y cinco (gráfico de sedimentación). De los ejemplos citados anteriormente solo Morin *et al.* (2013) obtuvieron una solución en la que el número de factores identificado inicialmente permitió un ajuste óptimo del modelo.

Cualquier modelo formal de las actitudes debería proporcionar una explicación razonable de las correlaciones entre las respuestas e identificar cómo se relacionan estas con el constructo. Sin embargo, los resultados de diferentes trabajos en el ámbito de las actitudes muestran que tanto los ítems que evalúan el mismo factor como los factores suelen presentar correlaciones altas. Ante este panorama Dalege *et al.* (2016) cuestionan la capacidad de los modelos de variables latentes para representar de forma plausible la estructura de las actitudes. Señalan que bajo este supuesto se asumen dos condiciones que son poco realistas en el contexto de la evaluación de las actitudes puesto que los ítems deberían ser localmente independientes e intercambiables. En contraste con la conceptualización formal del modelo de actitudes tripartito, que asume que las correlaciones entre las reacciones evaluativas son espurias, proponen el modelo de red causal de actitudes (CAN; Dalege *et al.*, 2016) que conceptualiza las actitudes como redes de reacciones evaluativas y las interacciones entre estas reacciones. Las creencias, sentimientos y conductas serían las reacciones evaluativas más relevantes y las correlaciones entre estas reacciones serían significativas porque se derivan de las interacciones directas entre ellas.

Una diferencia fundamental entre el análisis de redes sociales (Wasserman y Faust, 1994) y la psicometría de redes (Borsboom y Cramer, 2013) es que en la segunda es preciso estimar las relaciones entre los nodos (en este caso los ítems). Actualmente el modelo empleado más comúnmente para estimar redes de actitudes es el de correlaciones

parciales, la correlación entre dos variables una vez controlado el efecto de las restantes variables incluidas en el análisis, que se estiman habitualmente empleando técnicas de regularización originadas en el ámbito del *learning machine* (*least absolute shrinkage and selection operator*, LASSO; Tibshirani, 1996) (para una introducción más amplia en castellano consultar Fonseca-Pedrero, 2017). Estos parámetros estimados están sujetos a error y, por tanto, se hace imprescindible evaluar su precisión y la de la estructura de la red estimada (Epskamp, Borsboom y Fried, 2017; Fried, Epskamp, Nesse, Tuerlinckx y Borsboom, 2016).

El problema de analizar si los ítems forman grupos homogéneos o no, en el caso de las actitudes, como se ha indicado anteriormente, está relacionado con la alta correlación entre los factores. Teniendo en cuenta que métodos de extracción como el análisis paralelo (PA; Horn, 1965) o el *minimum average partial procedure* (MAP; Velicer, 1976) tienden a infraestimar el número de factores cuando las correlaciones entre estos son elevadas, no parecen los métodos idóneos para aplicar en el caso de datos sobre actitudes o inteligencia (Dalege *et al.*, 2016; Keith, Caemmerer y Reynolds, 2016).

Epskamp, Rhemtulla y Borsboom (2017) señalan que los modelos de variables latentes y de redes pueden complementarse entre sí; Golino y Epskamp (2017) proponen el *análisis exploratorio de grafos* (EGA) como alternativa para estimar el número de dimensiones de un conjunto de datos frente a otros métodos de extracción. Comparan su capacidad para identificar el número de factores con seis de los métodos que se emplean habitualmente en análisis factorial exploratorio, tanto con datos simulados como con datos reales. Sus resultados muestran que EGA fue la única técnica capaz de estimar correctamente el número de factores cuando las correlaciones entre estos fueron altas ($> .7$) y el número de indicadores por factor fue inferior a 7. Golino y Demetriou (2017) comprueban la flexibilidad de EGA tanto con conjuntos de datos simulados como con datos reales. Sus resultados con conjuntos de datos reales sugieren que la aplicación del análisis exploratorio de grafos reduce el sobreajuste, facilita la identificación de los grupos de ítems y reproduce estructuras optimizadas en términos de ajuste.

Investigar si diferentes procedimientos permiten identificar adecuadamente el número de dimensiones es importante para el desarrollo de instrumentos sólidos y fiables. La Escala de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad (Arias, 1993; Arias, Verdugo y Rubio, 1995; Verdugo, Arias y Jenaro, 1994; Verdugo, Jenaro y Arias, 1995) ha sido recientemente actualizada y validada por Arias, Arias, Verdugo, Rubia-Avi y Jenaro (2016), quienes obtuvieron una solución de tres factores mediante análisis paralelo optimizado, pero apuntan la posibilidad de la presencia de un fuerte factor común dados los elevados valores de las correlaciones entre los factores. Estas condiciones parecen, por tanto, óptimas para comprobar la fiabilidad de EGA para extraer el número de clústeres o factores que sugieren los datos. Además, el análisis desde la perspectiva de redes permite estimar las medidas de centralidad de la red, lo que a priori puede facilitar el estudio de las posibles relaciones entre las puntuaciones obtenidas en la escala y variables sociodemográficas como el género. Como advierten Arias *et al.* (2016), diversos estudios clásicos han llegado en ocasiones a resultados inconsistentes por lo que parece adecuado investigar en esta vía.

Por ello, se comprobará la capacidad del análisis exploratorio de grafos (EGA) para identificar las dimensiones subyacentes en un conjunto de datos de actitudes comparado con otros métodos de extracción. Se espera que: (1) la red de correlaciones parciales regularizada refleje una estructura en la que las tres variables latentes estén representadas en forma de clústeres y la distribución de los ítems de cada clúster se aproxime a la solución propuesta por Arias *et al.* (2016); (2) el modelo sugerido por el *análisis exploratorio de grafos* ajuste de forma semejante al análisis paralelo optimizado y superior al VSS, MAP, PA-Horn, dadas las características del conjunto de datos (muestra > 500; correlaciones altas entre los factores).

Los modelos de variables latentes y los modelos de redes pueden ser matemáticamente equivalentes bajo determinadas condiciones (Epskamp, Maris, Waldorp y Borsboom, 2016; Golino y Epskamp, 2017). Sin embargo, han surgido algunas críticas en relación a la replicabilidad de los resultados. Forbes, Wright, Markon y Krueger (2017) estudian la replicabilidad de cuatro de los métodos de estimación de redes más populares y concluyen que su replicabilidad es limitada y que, por tanto, su utilidad también. En respuesta a estas críticas Borsboom *et al.* (2017) analizan los datos de Forbes *et al.* (2017) y evalúan la similitud de las redes aplicando la prueba de comparación de redes (Network Comparison Test; Van Borkulo *et al.*, 2016). Esta prueba es un test de permutaciones no paramétrico que permite comparar la estructura de la red, la fortaleza de las conexiones entre los nodos y la conectividad global de la red y pone a prueba la hipótesis nula de igualdad entre la estructura de las redes. Borsboom *et al.* (2017) identifican algunas posibles deficiencias en el diseño de Forbes *et al.* (2017) por lo que sugieren a los investigadores analizar la estabilidad y precisión de las medidas de centralidad y proponen una serie de buenas prácticas para la aplicación del análisis de redes que han sido tenidas en consideración para el desarrollo del trabajo.

1. Método

1.1. Participantes

Participaron 976 profesionales con un rango de edad entre 18 y 65 años. El 71.7% de los respondientes tenían entre 31 y 50 años, predominando en este grupo aquellos con edades comprendidas entre los 41 y los 50 años (39.6%). El 6.4% declaró haber alcanzado estudios primarios, el 5.4% bachillerato, el 26.4% universitarios medios y el 61.8% universitarios superiores. El 78.9% de los participantes manifestó tener contacto directo con al menos una persona con discapacidad. El tipo de contacto más frecuente fue el laboral (55.9%). Se observó menor frecuencia en otras clases de contacto: familiar (18.6%), asistencial (16.2%), ocio o amistad (15.6%) y otros tipos no especificados (4.3%).

1.2. Instrumento

La Escala General de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad (Verdugo, Arias y Jenaro, 1994) es una escala de estimaciones sumatorias con cuatro grados

de acuerdo (muy de acuerdo, bastante de acuerdo, bastante en desacuerdo, muy en desacuerdo). Se emplearon para este análisis los datos recogidos mediante esta escala en el trabajo publicado por Arias *et al.* (2016).

La batería original de ítems que recogía cinco facetas se redujo a tres subescalas en la revisión y actualización de Arias *et al.* (2016). El primer factor, que comprende 13 ítems, se denominó “relaciones sociales y personales con las personas con discapacidad” (en adelante, RS), cuyo contenido tiene que ver con sentimientos, intenciones de conducta y pensamientos de la persona cuando ha de establecer una interacción personal o social con una persona con discapacidad. El segundo factor se denominó “vida normalizada” (en adelante, VN), en el que se agruparon otros 13 ítems que hacen referencia al derecho a llevar una vida normalizada, la igualdad de oportunidades y la capacidad de las personas con discapacidad para desenvolverse en distintos ámbitos de la vida como las personas sin discapacidad. El tercer factor se denominó “programas de intervención” (en adelante, PI) y hace referencia a actuaciones concretas para favorecer la integración y la plena inclusión de las personas con discapacidad, así como a juicios sobre la rentabilidad económica de esas actuaciones.

1.3. *Procedimiento*

El análisis se llevó a cabo en dos fases:

Fase A - Estimación de la red de actitudes

Cuando los datos son ordinales es posible obtener una estimación de la matriz de covarianza a partir de la matriz de correlaciones policóricas. Para estimar la red de actitudes se aplicó una técnica de regularización denominada LASSO *least absolute shrinkage and selection operator* (Tibshirani, 1996), que permite controlar y eliminar del modelo las relaciones espurias entre los nodos, en este caso los ítems del cuestionario de actitudes. La regularización implica estimar un modelo estadístico con una penalización por la complejidad del modelo, lo que conduce a un modelo reducido. Para ello, en primer lugar, se calculó la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems, y posteriormente se regularizó mediante eglasso (Epskamp, Borsboom y Fried, 2017), que permite estimar la matriz de precisión. Además, el esperado del criterio de información bayesiano (EBIC; Carlin y Louis, 2001; Brooks, 2002), que añade una penalización por la complejidad del modelo al criterio de información bayesiano (BIC; Schwarz, 1978), ha mostrado un funcionamiento adecuado en anteriores trabajos en la selección de modelos de redes (Epskamp, Borsboom y Fried, 2017; Fried *et al.*, 2016). Tras estimar la matriz de correlaciones parciales regularizada se puede representar gráficamente. Cada nodo representa un ítem y cada vínculo entre los nodos indica que las dos variables no son independientes tras condicionar el resto de las variables del conjunto de datos. Las correlaciones parciales indican la intensidad de la relación entre ambas variables por lo que se obtiene una red valorada no dirigida.

Finalmente, se compararon los resultados del análisis exploratorio de grafos con otras técnicas de retención de factores como el Análisis Paralelo (PA) (Horn y optimizado), Minimum Average Partial Test (MAP), Very Simple Structure (VSS), BIC y EBIC. Además, para garantizar la solidez de los resultados, se analizó la precisión y estabilidad de las medidas de centralidad de la red de actitudes estimada mediante los coeficientes de correlación de estabilidad (CS_{cor} ; Epskamp, Borsboom y Fried, 2017); y se comprobó la invarianza de la estructura de la red y de su conectividad global mediante la prueba de comparación de redes (Network Comparison Test; NCT, Van Borkulo *et al.*, 2016).

Fase B - Estimación, ajuste y comparación de los modelos factoriales y los modelos de redes

Se comparó el ajuste de las diferentes estructuras obtenidas a través del análisis exploratorio de grafos y paralelo optimizado mediante análisis factorial confirmatorio. Ambos modelos se estimaron mediante mínimos cuadrados ponderados “WLSMV”. Se contrastó la bondad de ajuste mediante los índices de ajuste comparativo (CFI) y Tucker-Lewis (TLI) y la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se considera que índices CFI y TLI superiores a .90 indican grados de ajuste aceptables y por encima de .95 buenos (Hu y Bentler, 1999). En el caso del RMSEA, valores iguales o inferiores a .05 se interpretan como buenos e inferiores a .08 como aceptables (Browne y Cudeck, 1992; Hu y Bentler, 1999). Se siguieron las recomendaciones de Chen (2007) y Cheung y Rensvold (2002), según las cuales incrementos menores a .010 en CFI y TLI y decrementos menores a .015 en RMSEA sugieren que no hay cambios relevantes en el ajuste de un modelo respecto del siguiente más restrictivo, para establecer la relevancia de las diferencias de ajuste entre modelos. Los diferentes análisis se realizaron mediante los programas R, versión 3.4.1 (R Core Team, 2017), y FACTOR, versión 10.5.03 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2013).

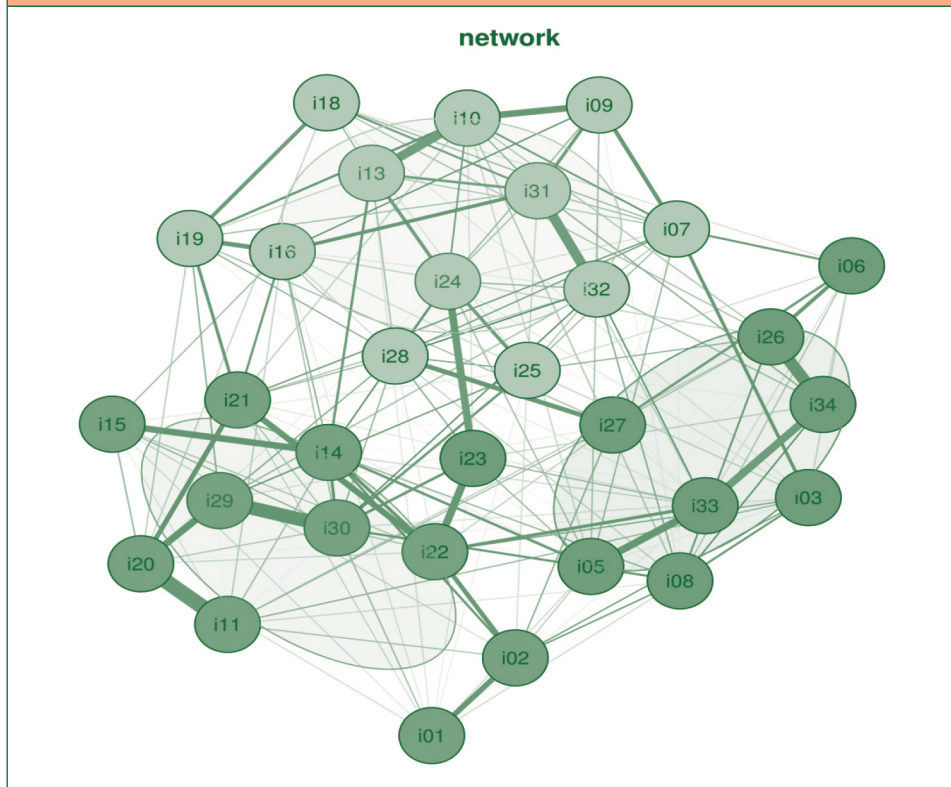
2. Resultados

2.1. Estimación de la red

Se aplicó el análisis exploratorio de grafos con el resultado que se observa en la Figura 1, que sugiere la presencia de tres grupos con los respectivos ítems correspondientes a cada uno de ellos. Los nodos representan los ítems y los clústeres se presentan con diferentes colores. Los tres clústeres corresponden con los tres factores obtenidos por Arias *et al.* (2016) en el trabajo original.

Se aprecia una correspondencia casi perfecta entre los ítems del primer factor (Relaciones Sociales) y los nodos agrupados en torno al grupo representado en color verde en la parte superior de la figura (que denominaremos clúster 1), excepto por la inclusión del ítem 21 (*Me gustaría que mi hijo se relacionara con niños con discapacidad*) en el grupo representado en color azul en parte inferior izquierda de la figura

FIGURA 1. Red de correlaciones parciales estimada mediante el procedimiento de análisis exploratorio de grafos en la que se observa la agrupación de los ítems en torno a tres clústeres



(que denominaremos clúster 2). En cuanto al segundo factor del trabajo original (Vida Normalizada), de los 13 ítems que lo componen, 9 están representados en el clúster 2, en tanto que los 4 restantes se agrupan en el clúster 3, en color rojo en la parte inferior derecha de la figura, que recoge también los ítems correspondientes al tercer factor (Programas de Intervención) del trabajo publicado por Arias *et al.* (2016).

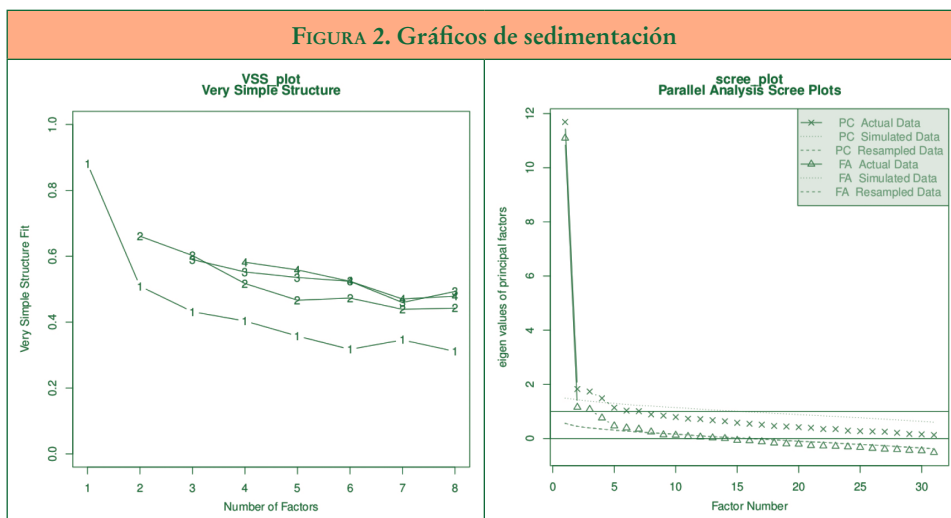
Tras la pertinente comprobación de la adecuación de los datos para el análisis (KMO = .883; prueba de esfericidad de Bartlett, $c^2 = 3481.8$, $p = .000$) se llevaron a cabo diversos análisis factoriales exploratorios sobre la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems para comparar la solución con otros métodos de extracción. Se emplearon como métodos de extracción, VSS, MAP, Kaiser rule, análisis paralelo-Horn (PA-Horn) y análisis paralelo optimizado (PA-Opt). Tal como en el trabajo de Arias *et al.* (2016), el análisis paralelo optimizado sobre 500 réplicas aleatorias alcanzó una solución óptima de un factor cuando se consideró el percentil 95 de la proporción de varianza y de tres factores cuando se consideró la media de la misma. En cuanto al

resto de los métodos (VSS, MAP, PA-Horn), en la Tabla 1 se recogen los estadísticos por número de factores extraídos con cada uno de los métodos empleados y en la Figura 2 el gráfico de sedimentación según el cual la solución óptima se situaría entre 1 y 4 factores.

TABLA 1. Número óptimo de factores extraídos en función del método aplicado								
Número de Factores							Parallel-Horn	
	VSS1	VSS2	MAP	BIC	eBIC	Kaiser	Observed	Simulated
1	.88	0	.015	1852	1650	11	11.6	1.34
2	.51	.66	.012	904	47	1.32	1.96	1.3
3	.43	.6	.013	533	-588	0.85	1.56	1.27
4	.4	.52	.013	154	-1044	0.68	1.4	1.24
5	.36	.47	.013	-112	-1211	0.48	1.12	1.21
6	.32	.47	.015	-157	-1211	0.31	1.01	1.19
7	.35	.44	.016	-335	-1222	0.28	0.92	1.17
8	.31	.44	.019	-359	-1177	0.18	0.87	1.14

Se han destacado en negrita el número de factores óptimos. VSS con un grado de complejidad sugiere un factor; en tanto que VSS con dos grados de complejidad, MAP y la regla de Kaiser sugieren una solución óptima con dos factores; y el análisis paralelo de Horn una solución con cuatro factores. Solo EGA obtuvo una solución de tres factores semejante a la obtenida por Arias *et al.* (2016) mediante análisis paralelo optimizado.

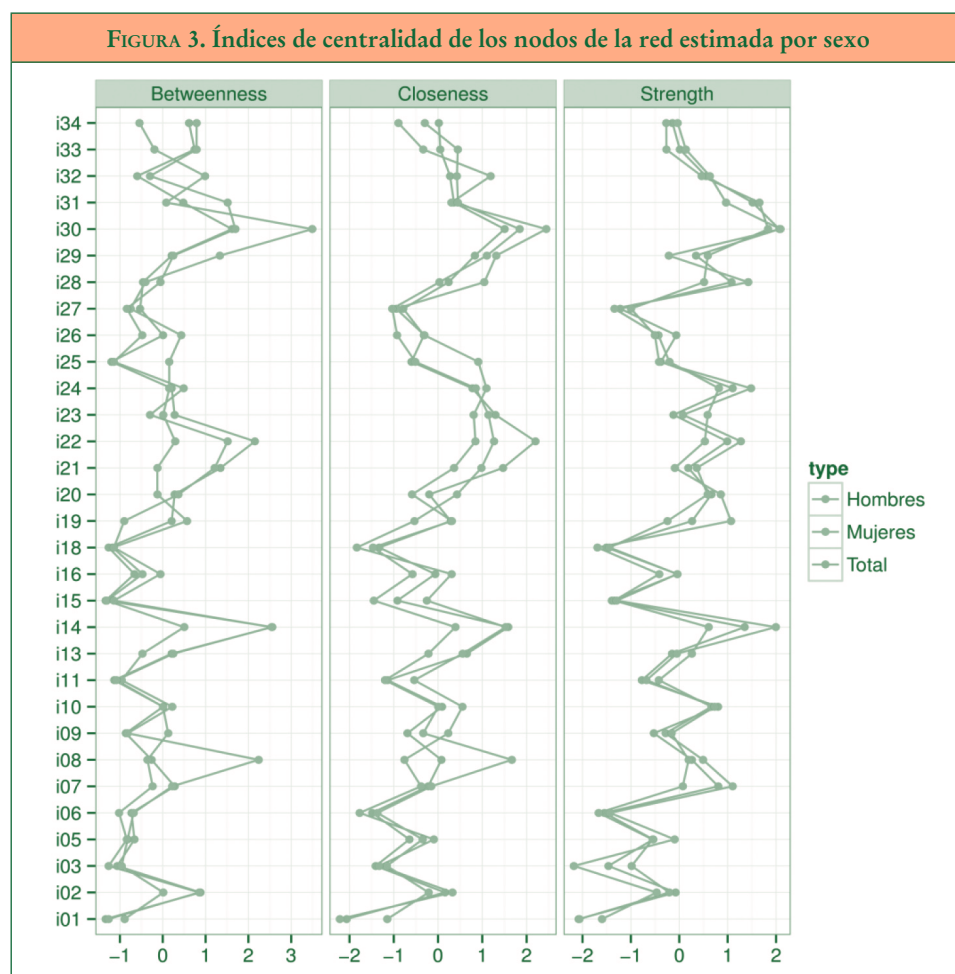
FIGURA 2. Gráficos de sedimentación



2.2. Precisión y estabilidad de la red

Epskamp, Borsboom y Fried (2017) aconsejan evaluar la precisión y estabilidad de las redes estimadas para determinar en qué medida esta estructura es propensa a la variación de muestreo. Para ello proponen diferentes técnicas y rutinas de remuestreo (bootstrap; Efron, 1979) que se pueden aplicar para evaluar la precisión de las conexiones de la red estimada; comprobar la estabilidad de los índices de centralidad; y analizar si los índices de centralidad de diferentes variables difieren significativamente (Fried *et al.*, 2016).

En la Figura 3 se presentan las medidas de centralidad de los nodos de la red estimada. Se puede observar que los nodos difieren sustancialmente en sus índices

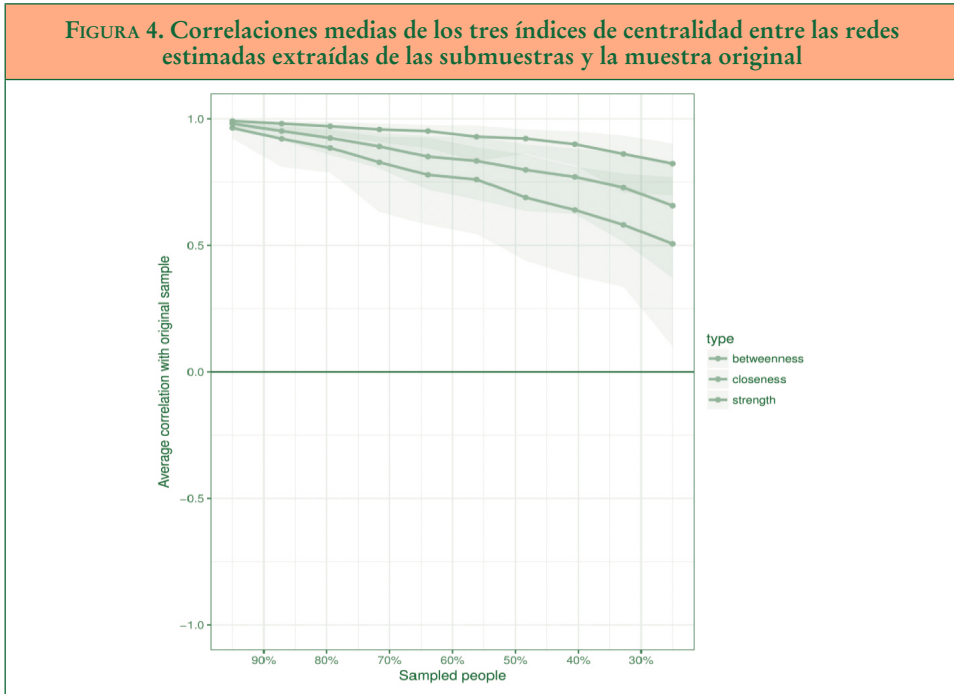


de centralidad (*strength*), proximidad (*closeness*) e intermediación (*betweenness*). El ítem 30 (*Las personas con discapacidad son tan amistosas como cualquier otra persona*), que ocupa el lugar central en la red, resultó ser el más fiable ($R^2 = .68$) en la Escala de Actitudes hacia las Personas con Discapacidad según los datos de Arias *et al.* (2016). En tanto que el ítem 01 (*Las personas con discapacidad pueden sentirse tan satisfechas de sí mismas como cualquier persona*) resultó ser el menos central de la red y paralelamente fue el menos preciso ($R^2 = .16$) según los mismos resultados de Arias *et al.* (2016). Además se observa que los ítems 6 (*Las personas con discapacidad severa deberían ser confinadas en centros especiales*) y 18 (*Si tuviera que hablar con una persona con discapacidad, me preocuparía no saber cómo comportarme*) presentan los índices de centralidad (*strength*) más bajos y se sitúan en la periferia de la red (Figura 1). Estos ítems obtuvieron los indicadores menos fiables en sus respectivas subescalas de Programas de Intervención y Relaciones Sociales, en el trabajo de Arias *et al.* (2016).

Además se puede observar que no parecen existir diferencias importantes en cuanto a la centralidad y proximidad de los ítems entre las respuestas de las mujeres y los hombres. Sin embargo, mientras que para las mujeres son los ítems 30 (*Las personas con discapacidad son tan amistosas como cualquier otra persona*) y 8 (*Las personas con discapacidad son tan valiosas como cualquiera*) los que obtienen mayores índices de intermediación; para los hombres son los ítems 14 (*Las personas con discapacidad deberían poder divertirse con el resto de las personas*) y 22 (*Los trabajadores con discapacidad deberían recibir el mismo salario que los que no tienen discapacidad*).

Sin conocer la precisión de la estructura de la red y la estabilidad de los índices de centralidad estimados no es posible concluir si las diferencias entre estos índices son interpretables (Epskamp, Borsboom y Fried, 2017). Los indicadores de centralidad son estables si su orden permanece semejante después de reestimar la red con un número inferior de casos o de ítems. El procedimiento de remuestreo, cuyos resultados se sintetizan en la Figura 4, indica que la centralidad estimada de los nodos fue robusta en relación al tamaño de la muestra aunque inferior a lo deseable. Esta estabilidad se puede analizar mediante los coeficientes de correlación de estabilidad (CS), que cuantifican la proporción máxima de casos que pueden ser eliminados para retener, con un 95% de certeza, una correlación con la centralidad original superior a .7. Para interpretar las diferencias en la centralidad Epskamp, Borsboom y Fried (2017) indican, de forma orientativa, que los coeficientes CS no deberían ser inferiores a .25 y preferiblemente ser superiores a .5.

Los coeficientes CS estimados muestran que los índices de intermediación ($CS_{(cor=.7)} = .284$) y cercanía ($CS_{(cor=.7)} = .439$) son suficientemente estables en diferentes submuestras, aunque no alcanzan el criterio óptimo de .5, por lo que deben ser interpretados con cierta cautela y, por tanto, sería arriesgado tratar de interpretar las diferencias señaladas anteriormente en el grado de intermediación de los ítems. Sin embargo, el coeficiente CS de centralidad ($CS_{(cor=.7)} = .75$) se puede considerar un indicador sólido.



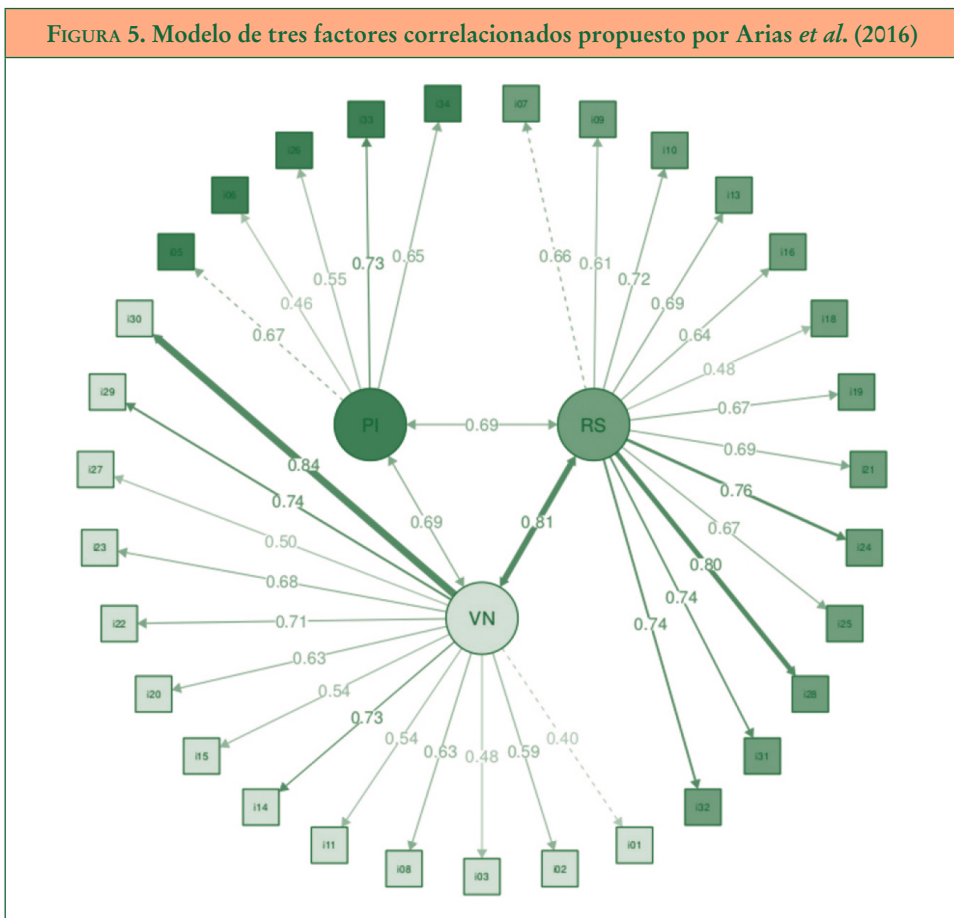
La prueba de invarianza de la estructura de la red indica que las diferencias entre la estructura de ambas redes no son significativas ($M = .17, p = .8$), por lo que no tiene sentido analizar posibles diferencias en las diferencias en la fortaleza de lazos específicos puesto que podría incrementar el riesgo de errores de Tipo I (Van Borkulo *et al.*, 2016). Del mismo modo la prueba de invarianza de la centralidad global tampoco muestra diferencias entre ambos grupos ($S = .015, p = 1$).

2.3. Análisis factorial confirmatorio

No se observaron diferencias significativas en el ajuste entre los dos modelos de tres factores, como puede apreciarse en la Tabla 2 y las Figuras 5 y 6.

TABLA 2. Bondad del ajuste de las dos soluciones de tres factores correlacionados		
	Modelo Arias <i>et al.</i> (2016)	Modelo EGA
S-Bc	1340.971	1382.516
GL	431	431
p	.000	.000
RMSEA	.051	.052

TABLA 2. Bondad del ajuste de las dos soluciones de tres factores correlacionados (cont.)		
	Modelo Arias <i>et al.</i> (2016)	Modelo EGA
(CI 90%)	(.048 - .054)	(.049 - .055)
CFI	.979	.978
TLI	.977	.976
SRMR	.064	.063



En la Tabla 3 se muestran las saturaciones, valores Z, p y R² de ambas soluciones estandarizadas. En todos los casos tanto las saturaciones como los valores de R² han resultado estadísticamente significativos con p < .001. Se han destacado en negrita los ítems que EGA ubicó erróneamente respecto al modelo de Arias *et al.* (2016) y en color rojo el clúster en el que fueron incluidos.

FIGURA 6. Modelo de tres factores correlacionados sugerido por el análisis exploratorio de grafos

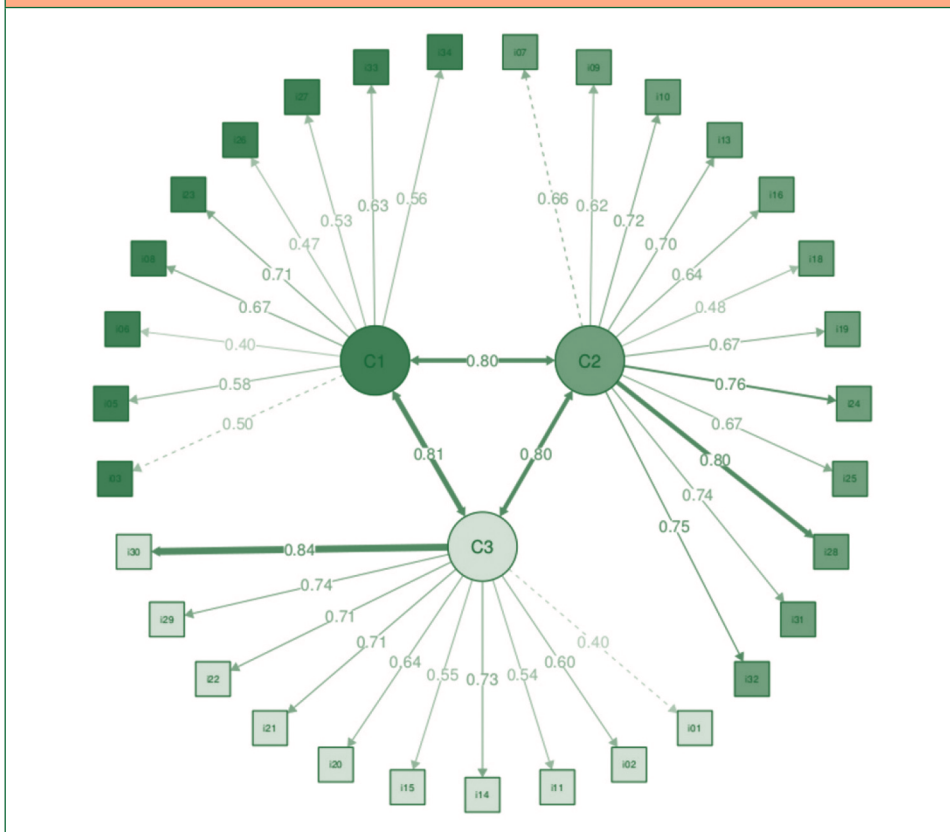


TABLA 3. Estimaciones de las dos soluciones de tres factores correlacionados

Indicador	Latente	Cluster	Beta _L	Beta _C	Z _L	Z _C	p-value	R ² _L	R ² _C
i07	RS	C1	0.66	0.663	NA	NA	0	0.44	0.44
i09	RS	C1	0.615	0.618	18.999	19.034	0	0.38	0.38
i10	RS	C1	0.716	0.719	19.599	19.562	0	0.51	0.52
i13	RS	C1	0.692	0.696	18.491	18.512	0	0.48	0.49
i16	RS	C1	0.637	0.641	18.851	18.83	0	0.41	0.41
i18	RS	C1	0.477	0.481	13.807	13.791	0	0.23	0.23
i19	RS	C1	0.67	0.675	19.398	19.404	0	0.45	0.46
i21	RS	C2	0.688	0.706	20.395	10.487	0	0.47	0.50

TABLA 3. Estimaciones de las dos soluciones de tres factores correlacionados

Indicator	Latente	Cluster	Beta _L	Beta _C	Z _L	Z _C	p-value	R ² _L	R ² _C
i24	RS	C1	0.757	0.762	20.358	20.387	0	0.57	0.58
i25	RS	C1	0.667	0.672	19.047	19.023	0	0.44	0.45
i28	RS	C1	0.796	0.802	21.990	22.008	0	0.63	0.64
i31	RS	C1	0.736	0.739	19.743	19.767	0	0.54	0.55
i32	RS	C1	0.742	0.746	19.508	19.523	0	0.55	0.56
i01	VN	C2	0.402	0.405	NA	NA	0	0.16	0.16
i02	VN	C2	0.594	0.599	10.082	10.075	0	0.35	0.36
i03	VN	C3	0.475	0.496	9.499	NA	0	0.23	0.25
i08	VN	C3	0.627	0.665	10.542	13.044	0	0.39	0.44
i11	VN	C2	0.535	0.541	8.996	9.2	0	0.29	0.29
i14	VN	C2	0.728	0.733	10.371	10.542	0	0.53	0.54
i15	VN	C2	0.541	0.55	9.183	9.49	0	0.29	0.3
i20	VN	C2	0.633	0.64	10.523	9.947	0	0.40	0.41
i22	VN	C2	0.709	0.713	9.47	10.798	0	0.50	0.51
i23	VN	C3	0.677	0.715	NA	11.238	0	0.46	0.51
i27	VN	C3	0.505	0.529	9.515	12.062	0	0.26	0.28
i29	VN	C2	0.74	0.744	9.921	10.706	0	0.55	0.55
i30	VN	C2	0.84	0.843	10.783	10.567	0	0.71	0.71
i05	PI	C3	0.673	0.585	9.679	9.44	0	0.45	0.34
i06	PI	C3	0.458	0.396	10.686	8.91	0	0.21	0.16
i26	PI	C3	0.552	0.472	8.11	10.467	0	0.31	0.22
i33	PI	C3	0.729	0.63	11.286	11.549	0	0.53	0.4
i34	PI	C3	0.651	0.558	10.727	10.929	0	0.42	0.31

3. Discusión

El objetivo fundamental de este trabajo fue examinar la estructura de las actitudes hacia la discapacidad en un grupo de profesionales que mantienen contacto con estas personas con diversa frecuencia. Los resultados de los diversos análisis realizados están en la línea de otros trabajos recientes (Golino y Demetriou, 2017; Golino y Epskamp, 2017) que sugieren que el *análisis exploratorio de grafos* es más preciso que otros métodos tradicionales estimando el número de dimensiones óptimo que describe un conjunto de datos. Especialmente en condiciones en las que otros métodos han mostrado dificultades, cuando las correlaciones entre los factores son altas y el número de indicadores por variable latente es pequeño (< 7) (Golino y Epskamp, 2017). Sin embargo, que dos modelos sean equivalentes no significa que sean igualmente

plausibles. En este caso, atendiendo al contenido de los ítems, se comprobó que la reordenación propuesta no afectó a la consistencia interna ni a la validez de la escala.

Se comprobó que la red de correlaciones parciales regularizada representa adecuadamente la estructura de tres factores de la escala propuesta por Arias *et al.* (2016), en la que los ítems se agrupan en torno a tres clústeres y la distribución de los ítems en cada clúster se aproxima a la solución propuesta en el trabajo original. Además, el modelo sugerido por el *análisis exploratorio de grafos* ajustó de forma semejante al modelo propuesto por Arias *et al.* (2016) sometido a análisis factorial confirmatorio. Sin embargo, también se observaron nexos fuertes entre indicadores pertenecientes a distintos grupos, lo que podría ayudar a explicar la evidencia empírica a favor de un factor general de actitudes.

Aunque no se observaron diferencias a nivel global en la estructura ni en la conectividad global de las redes de actitudes hacia la discapacidad entre sexos, se encontraron pequeñas diferencias en la centralidad, así como en la proximidad e intermediación de algunos de los ítems en ambos grupos. Aunque fuera del propósito de este trabajo, el análisis en profundidad de las medidas de centralidad, aplicado a la comparación entre grupos, podría contribuir a mejorar el conocimiento de la estructura de las actitudes hacia las personas con discapacidad y también aportar posibles vías de mejora de las prácticas actuales.

Como se señaló en la introducción, estos métodos han recibido algunas críticas (Forbes *et al.*, 2017), por lo que la estimación de la fiabilidad de las medidas de centralidad obtenidas se convierte en un paso crucial (Epskamp, Borsboom y Fried, 2017). Aunque la estabilidad del índice de centralidad fue satisfactoria en relación al tamaño de la muestra, las de proximidad e intermediación fueron inferiores a lo deseable por lo que los resultados deben ser considerados con cautela. Por otra parte, en tanto que Golino y Epskamp (2017) y Golino y Demetriou (2017) emplean datos cuya distribución es normal multivariada, en este trabajo se ha comprobado la respuesta de EGA en ausencia de la misma, siguiendo el modelo propuesto por Epskamp, Rhemtulla y Borsboom (2017) para el tratamiento de variables ordinales. Además, mientras que en su trabajo comparan el método paralelo de Horn, en este estudio se empleó tanto la aproximación propuesta por Horn (1965) como el modelo optimizado (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011).

Los resultados de los estudios de simulación parecen indicar que el análisis exploratorio de grafos es sensible al tamaño de la muestra produciendo resultados menos precisos con muestras inferiores a 500 (Golino y Epskamp, 2017). En esta situación la fiabilidad de EGA podría ser inferior al análisis paralelo de Horn (Horn, 1965) y a la de la regla de Kaiser-Guttman (Guttman, 1954). Por lo que es preciso ser cauteloso al hacer inferencias con muestras inferiores. Además, es posible que en ocasiones el modelo EGA ajuste mejor pero sea menos parsimonioso (Golino y Demetriou, 2017), por lo que siempre que sea posible es preciso tener en cuenta las posibles teorías explicativas.

Combinar los modelos de redes con los modelos de variables latentes puede facilitar el análisis exploratorio de los datos especialmente en los casos en los que no existe una teoría unificada sólida en relación al objeto de estudio. Cuando uno de los dos modelos

permite describir la estructura asociativa de las variables observadas, es por tanto probable que exista una representación alternativa desde el otro modelo que describa esta estructura de forma semejante al primero (Epskamp, Kruis, y Marsman, 2017).

Referencias bibliográficas

- ARIAS, B. (1993). *Evaluación de actitudes hacia la integración de alumnos con necesidades educativas especiales* (Tesis doctoral no publicada). Salamanca: Universidad de Salamanca.
- ARIAS, B., VERDUGO, M. Á. y RUBIO, V. J. (1995). *Evaluación de la actividad Modelo Local de Valladolid*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia.
- ARIAS, V., ARIAS, B., VERDUGO, M. Á., RUBIA-AVI, M. y JENARO, C. (2016). Evaluación de actitudes de los profesionales hacia las personas con discapacidad. *Siglo Cero*, 47 (2), 7-41. doi:10.14201/scero2016472741.
- BOO, L. S. H. y NIE, Y. (2017). Attitude towards persons with intellectual disability scale: Further development. *Current Psychology*. Advance online publication. doi:10.1007/s12144-017-9560-5.
- BORSBOOM, D. y CRAMER, A. (2013). Network analysis: An integrative approach to the structure of psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9, 91-121. doi:10.1146/annurev-clinpsy-050212-185608.
- BORSBOOM, D., FRIED, E., EPSKAMP, S., WALDORP, L. J., VAN BORKULO, C., VAN DER MAAS, H. y CRAMER, A. (2017). False alarm? A comprehensive reanalysis of “Evidence that psychopathology symptom networks have limited replicability” by Forbes, Wright, Markon, y Krueger. *Journal of Abnormal Psychology*, 126 (7), 989-999. doi:10.1037/abn0000306.
- BROOKS, S. P. (2002). Discussion on the paper by Spiegelhalter, Best, Carlin, and van de Linde (2002). *Journal of the Royal Statistical Society. Series B: Statistical Methodology*, 64 (3), 616-618.
- BROWNE, M. W. y CUDECK, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods y Research*, 21 (2), 230-258. doi:10.1177/0049124192021002005.
- CARLIN, B. P. y LOUIS, T. A. (2001). *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis Essays on Item Response Theory*. Second edition. New York: Chapman y Hall.
- CATTELL, R. B. (1966). *Handbook of Multivariate Experimental Psychology*. Chicago: Springer.
- CHEN, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indices to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14 (3), 464-504. doi:10.1080/10705510701301834.
- CHEUNG, G. W. y RENSVDL, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9 (2), 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5.
- DALEGE, J., BORSBOOM, D., VAN HARREVELD, F., VAN DEN BERG, H., CONNER, M. y VAN DER MAAS, H. L. J. (2016). Toward a formalized account of attitudes: The Causal Attitude Network (CAN) model. *Psychological Review*, 123 (1), 2-22. doi:10.1037/a0039802.
- EFRON, B. (1979). Bootstrap methods: another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7 (1), 1-26.
- EPSKAMP, S., BORSBOOM, D. y FRIED, E. I. (2017). Estimating psychological networks and their accuracy: A tutorial paper. *Behavior Research Methods*. Advance online publication. doi:10.3758/s13428-017-0862-1.
- EPSKAMP, S., KRUIS, J. y MARSMAN, M. (2017). Estimating psychopathological networks: Be careful what you wish for. *PLoS ONE*, 12 (6). doi:10.1371/journal.pone.0179891.

- EPSKAMP, S., MARIS, G., WALDORP, L. J. y BORSBOOM, D. (2016). Network psychometrics. En P. IRWING, D. HUGHES y T. BOOTH (Eds.), *Handbook of Psychometrics*. New York: Wiley.
- EPSKAMP, S., RHEMTULLA, M. y BORSBOOM, D. (2017). Generalized network psychometrics: Combining network and latent variable models. *Psychometrika*. Advance online publication. doi:10.1007/s11336-017-9557-x.
- FINDLER, L., VILCHINSKY, N. y WERNER, S. (2007). The Multidimensional Attitudes Scale toward persons with disabilities (MAS): construction and validation. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 50 (3), 166-76. doi:10.1177/00343552070500030401.
- FONSECA-PEDRERO, E. (2017). Análisis de redes: ¿una nueva forma de comprender la psicopatología? *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 10 (4), 206-215. doi:10.1016/j.rpsm.2017.06.004.
- FORBES, M. K., WRIGHT, A. G. C., MARKON, K. E. y KRUEGER, R. F. (2017). Evidence that psychopathology symptom networks have limited replicability. *Journal of Abnormal Psychology*, 126 (7), 969-988. doi:10.1037/abn0000276.
- FRIED, E. I., EPSKAMP, S., NESSE, R. M., TUERLINCKX, F. y BORSBOOM, D. (2016). What are 'good' depression symptoms? Comparing the centrality of DSM and non-DSM symptoms of depression in a network analysis. *Journal of Affective Disorders*, 189, 314-320. doi:10.1016/j.jad.2015.09.005.
- GOLINO, H. F. y DEMETRIOU, A. (2017). Estimating the dimensionality of intelligence like data using Exploratory Graph Analysis. *Intelligence*, 62, 54-70. doi:10.1016/j.intell.2017.02.007.
- GOLINO, H. F. y EPSKAMP, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLoS ONE*, 12 (6), 1-38. doi:10.1371/journal.pone.0174035.
- GUTTMAN, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, 19 (2), 149-161.
- HORN, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30 (2), 179-85.
- HU, L. y BENTLER, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- KEITH, T. Z., CAEMMERER, J. M. y REYNOLDS, M. R. (2016). Comparison of methods for factor extraction for cognitive test-like data: Which overfactor, which underfactor? *Intelligence*, 54, 37-54. doi:10.1016/j.intell.2015.11.003.
- LORENZO-SEVA, U. y FERRANDO, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37 (6), 497-498.
- MORIN, D., CROCKER, A. G., BEAULIEU-BERGERON, R. y CARON, J. (2013). Validation of the attitudes toward intellectual disability - ATTID questionnaire. *Journal of Intellectual Disability Research*, 57 (3), 268-278. doi:10.1111/j.1365-2788.2012.01559.
- PELLEBOER-GUNNINK, H. A., VAN OORSOUW, W. M. W. J., VAN WEEGHEL, J. y EMBREGTS, P. J. C. M. (2017). Mainstream health professionals' stigmatising attitudes towards people with intellectual disabilities: a systematic review. *Journal of Intellectual Disability Research*, 61 (5), 411-434. doi:10.1111/jir.12353.
- POWER, M. J. y GREEN, A. M. (2010). The Attitudes to Disability Scale (ADS): Development and psychometric properties. *Journal of Intellectual Disability Research*, 54 (9), 860-874. doi:10.1111/j.1365-2788.2010.01317.
- R CORE TEAM (2017). R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. Retrieved from <https://www.Rproject.org/>.
- SCHWARZ, G. E. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6 (2), 461-464.

- SCIOR, K. (2011). Public awareness, attitudes and beliefs regarding intellectual disability: A systematic review. *Research in Developmental Disabilities*, 32 (6), 2164-2182. doi:10.1016/j.ridd.2011.07.005.
- SYMONS, A. B., FISH, R., MCGUIGAN, D., FOX, J. y AKL, E. A. (2012). Development of an instrument to measure medical students' attitudes toward people with disabilities. *Intellectual and Developmental Disabilities*, 50 (3), 251-260. doi:10.1352/1934-9556-50.3.251.
- TIBSHIRANI, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B: Statistical Methodology*, 58 (1), 267-288.
- TIMMERMAN, M. E. y LORENZO-SEVA, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16 (2), 209-220. doi:10.1037/a0023353.
- VAN BORKULO, C. D., BOSCHLOO, L., KOSSAKOWSKI, J. J., TIO, P., SCHOEVERS, R. A., BORSBOOM, D. y WALDORP, L. J. (2016). Comparing network structures on three aspects: A permutation test. Advance online publication. doi:10.13140/RG.2.2.29455.38569.
- VELICER, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41 (3), 321-327.
- VERDUGO, M. Á., ARIAS, B. y JENARO, C. (1994). *Actitudes hacia las personas con minusvalía*. Madrid: Instituto Nacional de Servicios Sociales.
- VERDUGO, M. Á., JENARO, C. y ARIAS, B. (1995). Actitudes sociales y profesionales hacia las personas con discapacidad: estrategias de evaluación e intervención. En M. Á. VERDUGO (Dir.), *Personas con discapacidad: perspectivas psicopedagógicas y rehabilitadoras* (pp. 79-143). México: Siglo XXI.
- WASSERMAN, S. y FAUST, K. (1994). *Social network analysis: Methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press.