

Revisión sobre la estructura interna del IPIP-50 - Modelo Big Five

Marco teórico

1. El modelo de los cinco grandes y la escala IPIP-50

El modelo de los cinco grandes surge como una alternativa integradora entre los diversos modelos que explican el estudio de la personalidad. Existen dos corrientes tradicionales en el estudio de la misma: una que trata de generar explicaciones en base a unos pocos rasgos generales (Eysenck, Muek), y otra que lo explica a partir de una multitud de factores (Cattell, Guilford, Comrey, etc.). Este modelo integra ambas perspectivas, generando un marco de evaluación de la personalidad pragmático, basado en cinco dimensiones fundamentales: extroversión, neuroticismo / estabilidad emocional, cordialidad, responsabilidad y apertura a la experiencia / intelecto / cultura.

Siguiendo el enfoque de la taxonomía de la personalidad de Cattell, este modelo se basa en la idea de que en el lenguaje cotidiano se recogen las muestras más adecuadas para extraer los rasgos de la personalidad; de hecho, es a partir del modelo de 16 factores que surge el de los cinco grandes: Fiske (1949) recogió las cinco variables del modelo de Cattell que, tras aplicar técnicas factoriales exploratorias (método de Thurstone), explicaban mayor proporción de varianza a lo largo de tres muestras, siendo en un primer momento arbitraria la decisión de considerar cinco como principales. Fiske denominó estas variables como “cinco factores recurrentes”, y fueron conceptualizados como ortogonales y bipolares. En propias palabras de Fiske, “asumieron que esta estructura conceptual [...] más o menos refleja una fotografía ‘real’ de la personalidad”.

Posteriormente, Tupes y Christal (1961) llevaron a cabo un análisis donde discuten la replicabilidad de esta estructura pentafactorial tomando los factores como ortogonales y empleando la rotación varimax para estimar los pesos a lo largo de distintos estudios. Además, lo ponen a prueba en una muestra de pilotos, concluyendo que “no hay duda de que los cinco factores encontrados a lo largo de los análisis son recurrentes (...)”, si bien puntualizan que “es improbable que estos cinco factores identificados sean los únicos factores fundamentales de personalidad”. Esta estructura de cinco factores sería replicada en estudios siguientes, aunque no sería hasta unos años más tarde que se empezaran a conocer con el nombre de los “cinco grandes” (Norman, 1963). En el estudio de Norman (1963), se emplea varimax con la regla de Kaiser sobre la decisión de cuántos autovalores extraer y concluye que “está claro que una estructura altamente estable y relativamente ortogonal de características personales ha sido identificada”. Sin embargo, no sería hasta Goldberg (1981, 1990, 1992) cuando se formalizaría la replicabilidad de esta estructura con cinco factores ortogonales sobre multitud de adjetivos empleados para describir rasgos en inglés; para posteriormente ser Costa y McCrae (1992) quienes popularizarían el modelo con el nombre de los Cinco Grandes rasgos de personalidad tal y como lo conocemos.

Esta estructura ortogonal se pondría en duda por primera vez por Mastor et al. (2000), al encontrar que los ítems correspondientes a los factores de Extraversión y Cordialidad no proporcionaban una estructura factorial clara. Del mismo modo, Blackburn et al. (2004), encontraron que algunos factores podrían estar relacionados entre sí, por lo que propusieron un modelo con dos factores generales, alfa / impulsividad y beta / evitación, en lugar de cinco, para la explicación de la personalidad.

No obstante, quizás es más conocido el trabajo de Van der Linden et al. (2010), quienes conducen un metaanálisis sobre la correlación entre factores dentro del modelo de los cinco grandes y llegan a concluir que podría tener sentido, incluso, un modelo jerárquico con un factor general. Este factor general podría interpretarse como un factor de deseabilidad social que, según alegan los autores, no sólo estaría afectando a nivel de sesgo, sino que podría ser que el factor está definido por la misma. Cabe señalar que este enfoque no está exento de críticas (Revelle et al., 2013), si bien extraer la deseabilidad social como factor general ha resultado ser útil en modelos jerárquicos (Hendy et al., 2020). Otros estudios sugieren que el modelo de los cinco grandes puede no ser suficiente para recoger todos los aspectos de la personalidad (Feher et al., 2021; Rauthmann, 2023), o incluso, que no cuenta con suficiente explicación sobre las bases biológicas que lo sustentan (Eysenck, 1992). En cualquier caso, existen muchas revisiones sobre el modelo de los cinco grandes y propuestas alternativas para la evaluación de la personalidad (Zuckerman, 1993; Feher et al., 2021)

En conclusión, el debate sobre el modelo de los cinco grandes resulta extenso y complejo, con evidencias de todo tipo fundamentando distintas posibilidades sobre los rasgos propuestos, su organización y significado; aunque parece ser común pasar por alto que no deja de ser un modelo basado en una taxonomía de adjetivos para describir características de las personas. Ese no es el único problema, sino que también existen multitud de adaptaciones del modelo a instrumentos de medida: en algunos cuestionarios, cada factor se divide en dos subfactores, e incluyen una subescala de deseabilidad social que permite identificar si el participante está dando un perfil falseado de sí mismo (Caprara et al., 1993), mientras que otros cuentan con una cantidad absurda de ítems, muchos casi idénticos, que sólo contribuyen a falsear la fiabilidad del test (Costa et al. 2008).

En este trabajo se analiza la estructura interna del IPIP-50 (*International Personality Item Pool*) utilizando los datos públicos disponibles en el repositorio online http://openpsychometrics.org/_rawdata/ para contrastar la validez del modelo de los cinco grandes tal y como está planteado, y ver hacia dónde se decanta la balanza en un análisis posterior. Este cuestionario está basado en los factores originalmente propuestos por Goldberg (1992): Extraversión, Estabilidad Emocional, Responsabilidad, Cordialidad, e Intelecto. Existen distintas versiones de este cuestionario (con más o menos ítems), aunque en este caso se utilizará la escala reducida de 50 ítems, 10 por factor, de tipo Likert (1-5) y con presencia de ítems inversos, que se ha aplicado de forma general a usuarios a través de internet, descartando a aquellos que no superaban una pregunta de control sobre la calidad de sus respuestas. Este test ha resultado válido y fiable en sus distintas versiones a lo largo de distintas muestras en distintas culturas e idiomas (Guenole, 2005; Ypofanti et al., 2015; Yupanqui-Lorenzo, 2022; Ryan et al., 2022; Ogunsemi et al., 2022), si bien no contempla ninguna subescala para medir el efecto del sesgo de deseabilidad social.

2. Aproximaciones empíricas sobre la estructura interna del IPIP-50

El modelo de los cinco grandes surge antes de que se desarrollen todas las técnicas factoriales modernas, lo que explica que los primeros artículos al respecto se basen en técnicas exploratorias para la extracción de factores y utilicen esto como evidencias de constructos subyacentes basándose únicamente en la proporción de varianza explicada conseguida con las relaciones entre ítems, incluso utilizando la regla de Kaiser.

En este apartado se recogen las evidencias encontradas en la bibliografía sobre la aplicación de la escala objeto de estudio, el IPIP-50 y sobre el modelo de los cinco grandes original de Goldberg. A continuación se presentan dos tablas (tabla 1 y tabla 2) con las aproximaciones factoriales que se han empleado para el análisis de la estructura interna de dicha escala encontradas en la bibliografía. En resumen, los puntos principales que se pueden extraer de la revisión son los siguientes:

1. No se ha tomado en consideración utilizar como matriz de entrada para las técnicas factoriales la matriz de correlaciones policóricas, a pesar de que tiene más sentido para el tipo de dato que recoge la escala IPIP (Freiberg Hoffmann et al., 2013).
2. Se pueden generar propuestas sobre las aproximaciones exploratorias que se han llevado a cabo hasta la fecha sobre la prueba, como utilizar el análisis paralelo con componentes principales, y otros enfoques más modernos como el análisis de grafos basado en redes psicométricas con EGAnet (Golino et al., 2023).
3. Existe una preocupación en las aproximaciones confirmatorias por aislar el efecto de artefactos como factores de método, aquiescencia y reactancia, o deseabilidad social.
4. La subescala del rasgo de intelecto / apertura es la que más dudas suscita respecto a su estructura interna, del mismo modo que el rasgo de cordialidad podría considerarse en cierta medida problemático.
5. En los artículos encontrados no se reporta un índice de fiabilidad jerárquico, sino que las conclusiones se derivan de cada subescala.
6. Suele ser de interés estudiar diferencias de personalidad entre grupos, así como el nivel de invarianza de la prueba.

Tabla 1. Aproximaciones exploratorias al análisis de la escala IPIP-50 en la literatura

Artículo de referencia	Conclusión sobre la estructura del test	Fiabilidad y validez concurrente	Observaciones y comentarios adicionales
Tahimic et al. (2017)	<p>7 factores extraídos por decisión mancomunada entre regla de Kaiser, análisis paralelo, y test de sedimentación.</p> <p>Rotación oblimin.</p> <p>No se aclara la matriz de entrada.</p>	No hacen un estudio de la fiabilidad ni validez concurrente.	<p><i>El rasgo de intelecto / apertura es el que peor recupera su estructura teórica.</i></p> <p><i>Se interpretan los 7 factores extraídos de modo ajeno a la teoría de Goldberg y utilizan análisis factorial exploratorio para una hipótesis confirmatoria.</i></p> <p><i>Estudian las diferencias de personalidad entre sexos.</i></p>
Zheng et al. (2008)	<p>5 factores extraídos por análisis visual del test de sedimentación con componentes principales.</p> <p>Rotación varimax.</p> <p>No se aclara la matriz de entrada.</p>	<p>No reportan la fiabilidad del IPIP-50 pero sí de sus versiones de 10 y 20 ítems.</p> <p>Correlaciones con BFI:</p> <ul style="list-style-type: none"> - E: .72 - EE: .70 - C: .47 - R: .67 - I: .59 	<p><i>Encuentran que la fiabilidad es menor para el subconjunto de ítems del rasgo de intelecto / apertura.</i></p> <p><i>Estudian diferencias de personalidad en función de la orientación sexual.</i></p>
Gow et al. (2005)	<p>5 factores extraídos por componentes principales (obtienen 6 por sedimentación, pero argumentan que tiene más sentido la solución de 5)</p> <p>Rotación varimax.</p> <p>No se aclara la matriz de entrada.</p>	<p>Reportan posibles cambios en ítems para mejorar la fiabilidad, pero no lo incluyen en el artículo</p> <p>Correlaciones con EPQ-R:</p> <ul style="list-style-type: none"> - E: .85 - EE: .84 <p>Correlaciones con NEO-FFI:</p> <ul style="list-style-type: none"> - E: .69 - EE: .83 - C: .49 - R: .76 - I: .59 	<p><i>Estudian diferencias de personalidad en función de sexo y edad.</i></p>

Tabla 2. Aproximaciones confirmatorias al análisis de la escala IPIP-50 en la literatura

Artículo de referencia	Conclusión sobre la estructura del test	Fiabilidad y validez concurrente	Observaciones y comentarios adicionales
Rusu et al. (2012)	5 factores relacionados (no se logra un buen ajuste: CFI: .80, RMSEA: .052). No se aclara el estimador utilizado ni la matriz de entrada.	Alfa de Cronbach: - E: .84 - EE: .84 - C: .73 - R: .78 - I: .75 Correlaciones con NEO-FFI: - E: .38 - EE: .54 - C: .25 - R: .49 - I: .44 Correlaciones con DECAS: - E: .69 - EE: .70 - C: .32 - R: .58 - I: .61	<i>Estiman 3 modelos con métodos SEM:</i> 1. <i>Un sólo factor general</i> CFI: .35, RMSEA: .093 2. <i>5 factores independientes</i> CFI: .65, RMSEA: .068 3. <i>5 factores relacionados</i> CFI: .80, RMSEA: .052 <i>Se estudia el modelo con un factor para estimar el grado en que las respuestas están distorsionadas por un factor de método, que en su muestra se manifiesta en pequeña medida.</i> <i>Concluyen que incluyendo ítems sobre la deseabilidad social se controlaría mejor su efecto.</i> <i>Establecen un nivel aceptable de invarianza configural en su muestra.</i>
Hughes et al. (2018)	5 factores relacionados especificando 2 factores de método. Se utiliza como estimador WLSMV. No se aclara la matriz de entrada.	No hacen un estudio de la fiabilidad ni validez concurrente.	<i>Aplican varios modelos confirmatorios y ESEM, concluyendo que no se llega a lograr un buen ajuste con ninguno en su muestra. Encuentran dos factores de método actuando como artefactos, uno para los ítems redactados positivamente y otro para los redactados negativamente; aunque argumentan que son por la muestra.</i>
Hendy et al. (2020)	7 factores: 5 específicos de dominio (los factores del modelo de personalidad), 1 factor de aquiescencia y 1 factor general (utilizan un modelo bifactor para controlar el efecto del falseamiento de las respuestas). Se utiliza máxima verosimilitud como estimador. No se aclara la matriz de entrada.	No hacen un estudio de la fiabilidad ni validez concurrente.	<i>Intenta detectar las respuestas de personas que están falseando su puntuación utilizando un modelo bifactor.</i>

Según se indica, los datos fueron recopilados vía online en un test interactivo en inglés donde se iban presentando los ítems secuencialmente. Además, se recogieron datos sobre la etnia, edad, si el inglés es idioma nativo, género, si la persona es zurda o diestra y país de origen. Asimismo, se incluía una sección donde los participantes debían hacer constatar que sus respuestas eran precisas y que podían ser utilizadas para la investigación; además de tener que rellenar un consentimiento informado. Dada la naturaleza de la muestra y el modo en que se han recopilado las respuestas, cabe plantearse de qué manera puede afectar esto a la calidad de los datos y del estudio de la estructura interna de la escala. Si bien es necesario explorar más sobre el tipo y alcance de los artefactos que pueden aparecer en instrumentos psicológicos administrados en línea a un público general con acceso a internet, es esperable encontrar sesgos, estilos de respuesta, patrones aberrantes, etc. que sólo contribuyen a enriquecer más el ámbito de esta línea de análisis. En base a esto y a las conclusiones de la revisión bibliográfica, se han identificado los siguientes focos de interés sobre el análisis propuesto:

1. Estudiar la estructura interna de la escala utilizando la matriz de correlaciones policóricas como entrada, tratando de aislar el efecto de factores de método y la discapacidad social; reportar un índice de fiabilidad a nivel de cada subescala; y elaborar un contraste con el modelo teórico, prestando especial atención a los factores de cordialidad y apertura / intelecto.
2. Estudiar si se replica la estructura de la escala a lo largo de distintos grupos definidos por las variables recopiladas (edad, género, país de origen, mano dominante, hablante nativo de inglés, etc.) y si existen evidencias de invarianza entre dichos grupos.

ANÁLISIS 1 - SOBRE LA MUESTRA COMPLETA

Limpieza de datos

73 personas respondieron a la pregunta de la edad con su año de nacimiento en lugar de con su edad. Para calcular la edad de estas personas, se ha asumido que contestaron al cuestionario cuando comenzó a aplicarse, es decir, en 2012. De esta manera, por ejemplo, se asume que una persona que responde “1999” tiene 13 años. Asimismo, se han descartado las respuestas de 10 participantes que han indicado una edad fuera de sentido o que probablemente no sea verdadera (e.g. 208, 191, etc.) y se ha restringido el ámbito de análisis a personas de entre 18 y 80 años.

Análisis exploratorio sobre la estructura interna

El análisis exploratorio de la estructura interna de la escala se ha llevado a cabo para tres muestras de forma paralela. En la primera muestra se ha tomado como población objetivo a los participantes de etnia caucásica-europea, hablantes nativos de inglés y de países de habla inglesa (EEUU, Reino Unido, Australia, Canadá, Nueva Zelanda, Irlanda e India). Se asume que si la estructura teórica de la escala no se recupera en los datos con esta muestra, va a ser difícil que se consiga en otra. La segunda muestra consiste en todas las personas no caucásicas-europeas, pero que son igualmente de países de habla inglesa y tienen inglés como lengua nativa. La tercera muestra consiste en el resto de personas. Una serie de gráficos descriptivos de todas las muestras se han incluido, respectivamente, en los Anexos 1, 2 y 3.

En este primer análisis se incluye, en primer lugar: un análisis sobre la matriz de correlaciones entre los ítems, una estimación del indicador KMO para la idoneidad de los datos para conducir un análisis factorial exploratorio, una prueba de homogeneidad de varianzas de Bartlett y una prueba sobre la normalidad univariante de las variables en las tres muestras.

1. Idoneidad de los datos para el análisis factorial

1.1. Matriz de correlaciones entre los ítems

Figura 1 - Matrices de correlaciones de Pearson entre ítems en las tres muestras

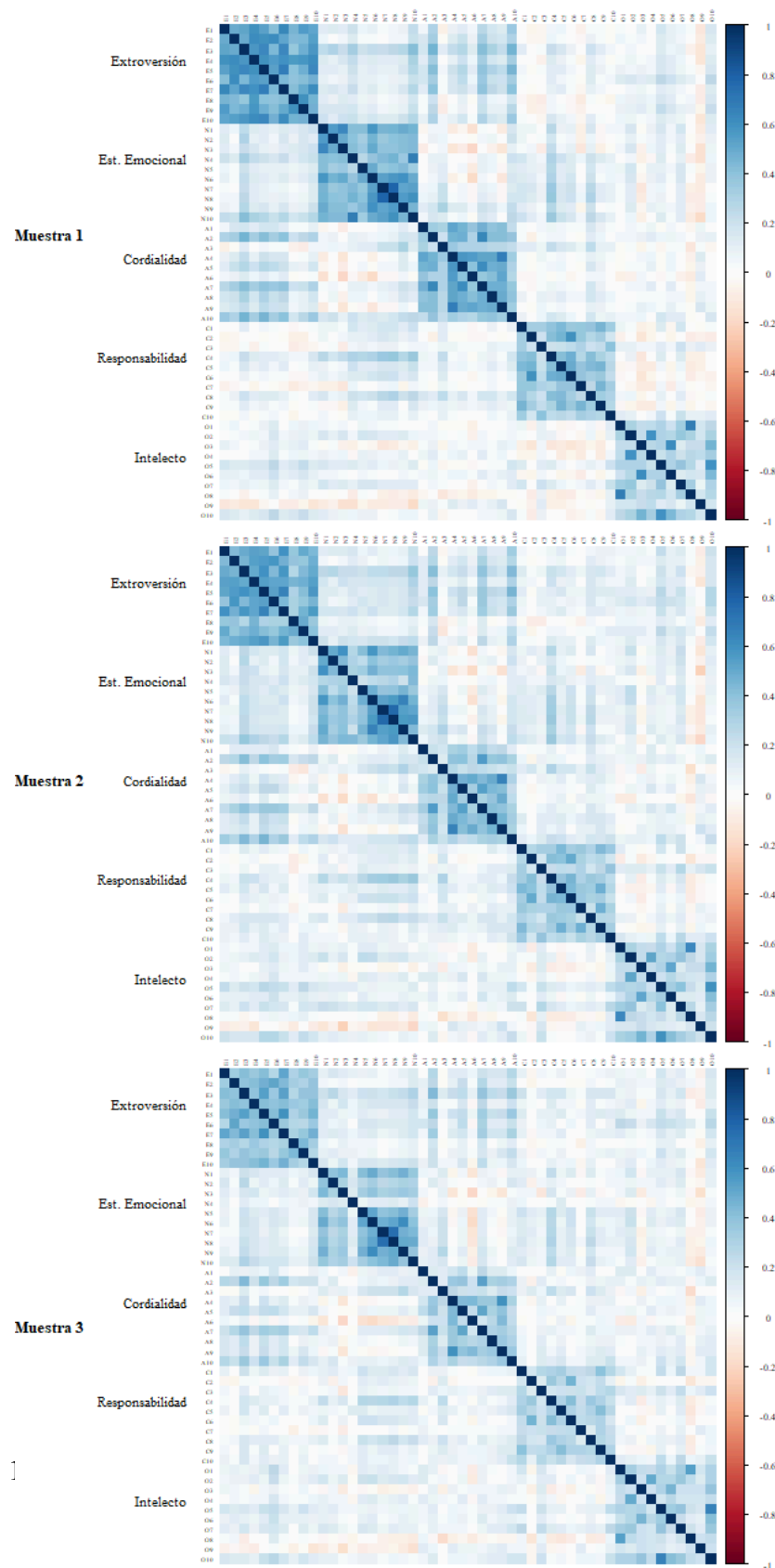


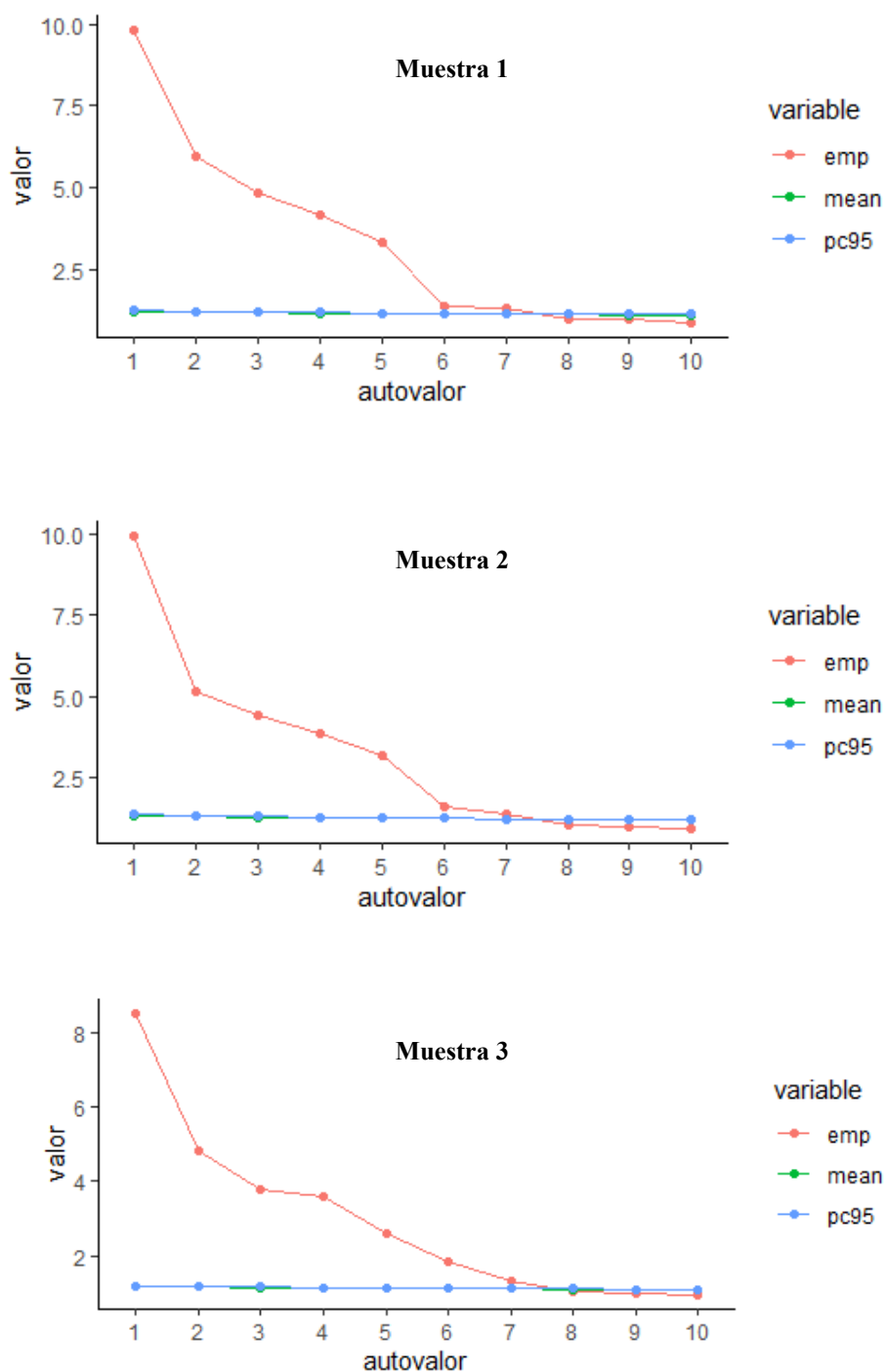
Tabla 3. Medidas de MSA global e ítems con MSA menor a .8 en las tres muestras

	Muestra 1	Muestra 2	Muestra 3
MSA global	.92	.91	.90
Ítems con MSA < .80	- O1: .73		
	- O8: .74		
	- O3: .79	- O8: .72	- O8: .76
	- O4: .79	- O1: .76	
	- O6: .79		

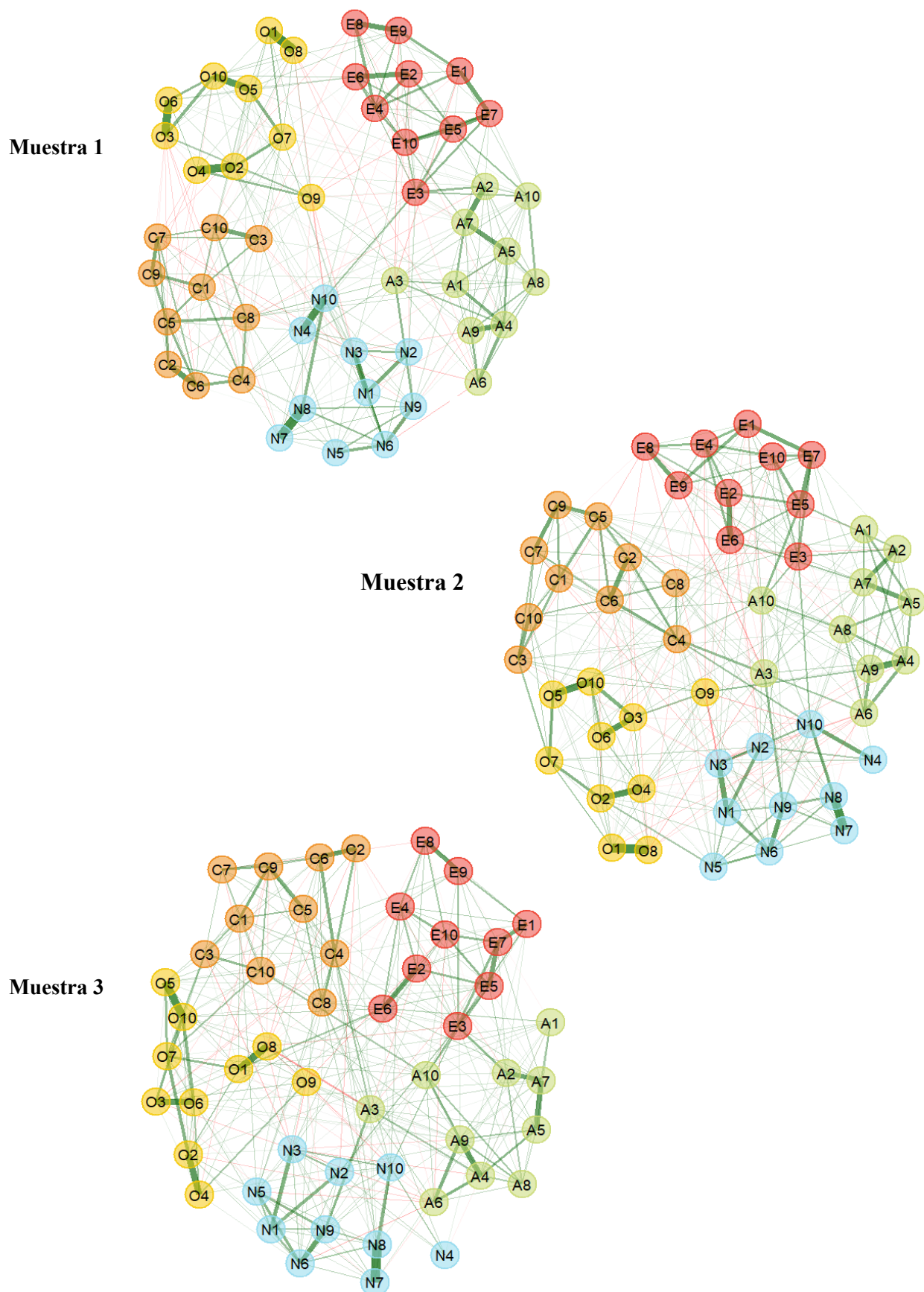
Como se puede observar, la prueba de KMO da un resultado favorable sobre la estructura factorial, con la mayoría de ítems puntuando por encima de .80, e incluso .90. Por otra parte, todas las pruebas de Bartlett dan un resultado significativo ($p \approx 0$), por lo que se puede asumir que los ítems están correlacionados en todas las muestras, como se puede observar también en la matriz de correlaciones. En las pruebas de normalidad univariante no se encuentran valores de asimetría o curtosis por encima de 2, lo que indica que no hay evidencias para descartar la normalidad de ningún ítem (Byrne, 2010). Cabe mencionar que la mediana del ítem O6 es sistemáticamente 5 en todas las muestras, del mismo modo que para el ítem A1 es 5 en la muestra 1; lo que puede indicar una necesidad de revisar el contenido de los ítems. En cualquier caso, todo esto lleva a concluir que en todas las muestras los datos sobre la escala son aptos para estudiar su dimensionalidad.

2. Número de factores a extraer

Para estimar el número de factores a extraer se ha utilizado estimación por análisis paralelo con componentes principales utilizando como matriz de entrada las correlaciones policóricas, puesto que se consideran más adecuadas para tratar con ítems tipo likert y otras variables con menos de 8 categorías (Freiberg Hoffmann et al., 2013). El resultado de esta prueba para todas las muestras está representado en los siguientes gráficos de sedimentación (Figura 2).

Figura 2 - Número de factores a extraer (AP - CP - Policóricas)

Como se puede observar, el resultado del procedimiento descrito es el mismo para las tres muestras; siendo que el número adecuado de factores a extraer son 7. Adicionalmente se ha conducido un análisis basado en redes psicométricas con la librería EGAnet de R (Golino et al., 2023), cuyo resultado se incluye a continuación en la Figura 3.

Figura 3 - Estructura encontrada por redes psicométricas (EGAnet)

3. Dimensionalidad

A continuación se presentan los pesos de cada ítem en dos estimaciones, un AFE con 7 factores y rotación oblimin (ajustada al resultado del análisis paralelo con componentes principales); y un AGE (análisis de grafos exploratorio) con los resultados de los pesos de la red, que pueden, según sus autores, ser interpretados en términos de pesos factoriales (Golino et al., 2023), aunque todavía no existen estudios al respecto. De cara a realizar los análisis factoriales exploratorios, se ha utilizado el estimador de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) con la función `fa.poly()` del paquete `Psych` de R (Revelle, 2024), que permite tomar la matriz de correlaciones policóricas como entrada. En esta sección sólo se incluye un breve comentario sobre los resultados; el detalle de los pesos de cada muestra para cada técnica se incluye en los Anexos 4 (AFE) y 5 (AGE).

Si atendemos al AFE, se puede observar que los pesos se recuperan más o menos bien en los tres primeros factores: los ítems pesan más en su factor teórico y la mayoría no tienen cargas cruzadas, es decir, que no tienen pesos muy elevados en el resto de factores. Sin embargo, esto no es así para los siguientes ítems, la mayoría de los dos últimos factores (cordialidad y apertura, respectivamente): A1, A2, A3, A7, A10, C4, O2, O4, O7 y O9; destacando que el ítem O2 parece tener cargas cercanas a .3 en tres factores simultáneamente en todas las muestras. A pesar de que no se estima una estructura coherente con la teoría, sí que se replica la estructura estimada a lo largo de las muestras, por lo que es pertinente revisar el contenido de estos ítems. Asimismo, se observa que en el séptimo factor hay cargas ligeras de la mayoría de ítems a lo largo de las muestras, lo que podría estar evidenciando la presencia de un sesgo o factor general en las respuestas. Por otra parte, el análisis por grafos extrae la estructura teórica adecuadamente a lo largo de las tres muestras, incluso para el factor de intelecto / apertura.

Análisis confirmatorio sobre la estructura interna

1. Construcción de un modelo válido

1.1. Sobre los ítems originales

De cara a poner a prueba la estructura teórica de la escala sobre la muestra total (no separada en tres), se han generado distintos modelos con la librería de lavaan en R (Rosseel , 2012): En el primer modelo, los ítems pesan sólo en su factor teórico y los factores no están correlacionados entre sí. Este es el modelo propuesto originalmente por Goldberg (1990, 1992). En el segundo modelo, se ha permitido que los factores correlacionen entre sí, lo que va en la línea de publicaciones más recientes (e.g. Blackburn et al. 2004) y es coherente con el análisis exploratorio: tanto en la matriz de correlaciones entre ítems (Figura 1) como en la de los factores (Anexo 4) se observa que puede haber relación entre factores.

El tercer modelo es un modelo bifactor que contempla la posibilidad teórica de un factor general de deseabilidad social propuesta por Van der Linden et al. (2010). En este modelo, no es que las puntuaciones en el test estén sesgadas por deseabilidad social por el contenido de los ítems; sino que por la teoría propuesta, es la personalidad la que está definida por la deseabilidad social como constructo. Es decir, se asume que hay una “personalidad deseable” compartida por todos los sujetos de la muestra, independientemente de la redacción y contenido de los ítems.

En cuarto lugar, se pone a prueba un modelo de intercepto aleatorio donde los pesos no estandarizados de los ítems se fijan a 1. De esta manera, se pretende contrastar la hipótesis de que este factor de deseabilidad social es en realidad un factor de método causado por el contenido de algunos ítems. Con el mismo propósito, se intentó poner a prueba un modelo con cinco factores de método, uno por cada factor, pero no terminó por converger en una solución. En este modelo, se contemplaría un sesgo de deseabilidad de cada factor por separado.

1.2. Sobre la escala sin ítems problemáticos

En el análisis exploratorio se encontró una serie de ítems con cargas cruzadas sistemáticamente próximas o superiores a .3:

- *A1: I feel little concern for others.*
- *A2: I am interested in people.*
- *A3: I insult people.*
- *A7: I am not really interested in others.*
- *A10: I make people feel at ease.*
- *C4: I make a mess of things.*
- *O2: I have difficulty understanding abstract ideas.*
- *O4: I am not interested in abstract ideas.*
- *O7: I am quick to understand things.*
- *O9: I spend time reflecting on things.*

Se puede argumentar que estos ítems están sujetos a un sesgo de deseabilidad social, o lo que es lo mismo, que se está favoreciendo una tendencia de respuesta por su contenido. Es poco probable que una persona declare que no se preocupa por los demás (A1), que no le interesan el resto de personas (A2) o que incluso insulte a otros (A3), del mismo modo que sucede para el resto de estos ítems, lo que justifica analizar el ajuste del modelo sin tenerlos en cuenta. Además, este fenómeno puede estar interfiriendo en la convergencia de los modelos confirmatorios, por lo que se decidió llevar a cabo un análisis del ajuste de los mismos modelos descritos anteriormente sobre la escala modificada. En el Anexo 6 se ha incluido un detalle sobre la frecuencia de cada opción de respuesta de estos ítems en su versión recodificada.

2. Ajuste de los modelos

Para todos los análisis confirmatorios se ha utilizado el estimador de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS) con datos ordinales.

Tabla 4 - Índices de ajuste para cada modelo

Base de ítems	Modelo	n. par. est.	CFI	RMSEA	SRMR
IPIP - 50	5F independientes	250	.779	.138	.126
	5F relacionados	260	.902*	.093	.084
	1G + 5F (bifactor)	300	.927*	.081	.073*
	1 F. Mét. + 5F	251	.866	.108	.099
	5 F. Mét. + 5F		No hay convergencia		
IPIP - 50 sin ítems A1, A2, A3, A7, A10, C4, O2, O4, O7 y O9	5F independientes	200	.854	.123	.113
	5F relacionados	210	.932*	.085	.074*
	1G + 5F (bifactor)	240	.945*	.078*	.068*
	1 F. Mét. + 5F		No hay convergencia		
	5 F. Mét. + 5F		No hay convergencia		

*Nota: Los índices marcados con * superan lo aceptable propuesto por Tabachenik et al. (2012)*

Como se esperaba, los modelos obtienen un ajuste sistemáticamente mejor en la muestra si se eliminan los ítems mencionados anteriormente. El modelo que mejor ajuste presenta para ambas escalas es el bifactor. Este modelo sobre la escala reducida es a su vez el único con índices aceptables (Tabachenik et al., 2012), por lo que se toma como el modelo final. Los gráficos con la estructura sobre el modelo bifactor para ambas escalas, original y reducida, se recogen en los Anexos 7 y 8, respectivamente.

3. Análisis de invarianza

Para poner a prueba la invarianza del modelo bifactor a lo largo de las muestras (las definidas antes de realizar el análisis exploratorio), se ha analizado en primer lugar el ajuste del modelo sobre, por una parte, la escala original; y por otra, la reducida; para todas las muestras, obteniendo los siguientes índices de ajuste:

Tabla 5 - Índices de ajuste del modelo bifactor para cada escala y muestra

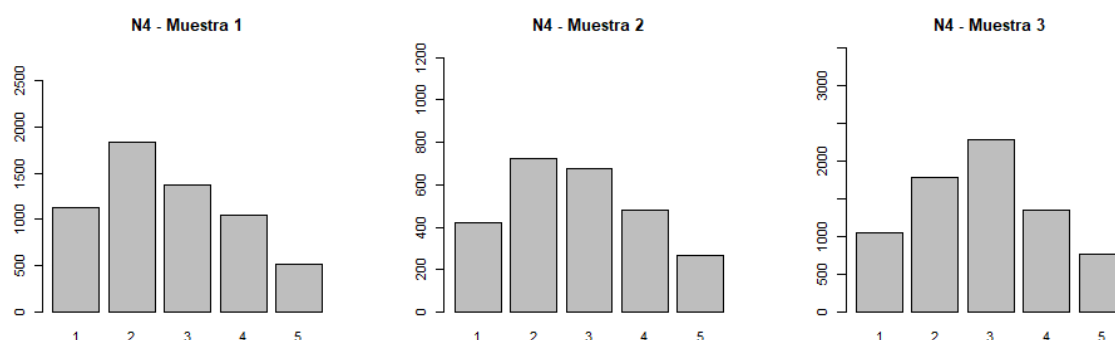
Base de ítems	Muestra	CFI	RMSEA	SRMR
IPIP - 50	1	.939*	.089	.081
	2	.935*	.082	.076*
	3	.914*	.077*	.070*
IPIP - 50 sin ítems A1, A2, A3, A7, A10, C4, O2, O4, O7 y O9	1	.952*	.087	.077*
	2	.953*	.077*	.070*
	3	.935*	.074*	.065*

*Nota: Los índices marcados con * superan lo aceptable propuesto por Tabachnik et al. (2012)*

Podría discutirse que el modelo no termina de ajustar bien en todas las muestras, lo que estaría indicando una ausencia de invarianza configural. Sin embargo, puesto que CFI y SRMR sí son adecuados en todas las muestras con la escala reducida y RMSEA lo es para la 2 y 3, y para la 1 está relativamente próximo, se ha llevado a cabo un análisis de invarianza parcial sobre el nivel métrico de invarianza. De esta manera, se ha podido determinar que el ítem N4 estaría contribuyendo de forma particularmente negativa a la propiedad de invarianza entre grupos, lo que es coherente con lo observado en el análisis exploratorio, donde se encontraba que el peso de este ítem en su factor se iba diluyendo progresivamente conforme las muestras se diferenciaban más de la primera muestra.

Si observamos las frecuencias de respuesta de cada muestra sobre este ítem encontramos lo siguiente:

Figura 4 - Frecuencias de respuesta del ítem N4 en cada muestra



En base a todo esto, se ha construido un nuevo modelo con la escala reducida donde se elimina, además, el ítem N4. Se ha incluido un gráfico con la estructura del nuevo modelo bifactor en el Anexo 9. A continuación se muestran los índices de ajuste obtenidos para dicho modelo, y para cada muestra por separado:

Tabla 6 - Índices de ajuste del bifactor para la escala reducida sin N4 (n. par. est = 234)

Base de ítems	Muestra	CFI	RMSEA	SRMR
	Total	.946*	.079*	.069*
IPIP - 50 sin ítems	1	.953*	.086	.076*
A1, A2, A3, A7, A10,	2	.954*	.078*	.070*
C4, O2, O4, O7, O9	3	.936*	.075*	.066*
y N4				

*Nota: Los índices marcados con * superan lo aceptable propuesto por Tabachnik et al. (2012)*

Se puede observar que la mejora en el ajuste es marginal y que igualmente no se cumpliría la invarianza configural, por lo que no son lícitas las comparaciones entre puntuaciones de los grupos en esta escala.

Fiabilidad de cada subescala en la muestra completa

Figura 5 - Fiabilidad de cada subescala en cada muestra por cada escala

Subescala	Muestra	50 ítems		Reducida		Reducida sin N4	
		α	ω	α	ω	α	ω
Extroversión	Total	.89	.90	.89	.90	.89	.90
	1	.92	.93	.92	.93	.92	.93
	2	.90	.91	.90	.91	.90	.91
	3	.86	.88	.86	.88	.86	.88
Neuroticismo - Estabilidad emocional	Total	.87	.89	.87	.89	.88	.89
	1	.90	.91	.90	.91	.89	.91
	2	.88	.90	.88	.90	.89	.90
	3	.85	.87	.85	.87	.86	.88
Cordialidad	Total	.83	.85	.80	.85	.80	.85
	1	.88	.89	.84	.88	.84	.88
	2	.84	.86	.82	.87	.82	.87
	3	.80	.82	.76	.82	.76	.82
Responsabilidad	Total	.81	.83	.79	.81	.79	.81
	1	.84	.86	.82	.84	.82	.84
	2	.83	.84	.81	.83	.81	.83
	3	.78	.80	.75	.78	.75	.78
Apertura - Intelecto	Total	.80	.82	.76	.82	.76	.82
	1	.80	.83	.77	.83	.77	.83
	2	.79	.82	.76	.82	.76	.82
	3	.79	.81	.75	.82	.75	.82

ANÁLISIS 2 - SOBRE LA MUESTRA SIN PATRONES ABERRANTES

La base de datos de este análisis consiste de la misma muestra que la anterior, con la diferencia de que se han eliminado los casos que se podían clasificar como patrones de respuesta aberrantes; esto es, en base al índice de ajuste de la persona L_z calculado tras aplicar un modelo politómico desde el paradigma de teoría de respuesta al ítem que ofrece el paquete MIRT de R (Chalmers, 2012). Son patrones aberrantes aquellas respuestas donde el sujeto responde de una forma notablemente distinta de la esperada; por ejemplo, si sistemáticamente elige opciones contrarias para el mismo rasgo. Es decir, L_z es un indicador del grado de inconsistencia de las respuestas calculado para cada sujeto en su muestra, por lo que variará según la muestra de referencia. Por eso es pertinente aclarar que L_z se ha estimado para cada muestra por separado, y sobre ese resultado, se han descartado los casos sobre la muestra total.

Análisis exploratorio sobre la estructura interna

1. Idoneidad de los datos para el análisis factorial

En el Anexo 10 se recoge la matriz de correlaciones de Pearson entre ítems en las 3 muestras descartando aquellas clasificadas como patrones aberrantes. No se aprecia una diferencia sustantiva, aunque en los valores de MSA hay una diferencia marginal. Tampoco hay evidencias para rechazar normalidad univariante.

Tabla 7. Medidas de MSA en las tres muestras sin patrones aberrantes

	Muestra 1	Muestra 2	Muestra 3
MSA global	.92	.92	.91
Ítems con MSA < .80	- O1: .72		
	- O8: .72		
	- O3: .77	- O8: .74	- O8: .75
	- O4: .79	- O1: .78	
	- O6: .79		

2. Número de factores a extraer y dimensionalidad

La conclusión sobre los factores a extraer es la misma para ambas técnicas propuestas (Anexos 11 y 12 respectivamente). Tanto la estructura extraída por el factorial exploratorio con la muestra sin patrones aberrantes (Anexo 13) como la extraída por el análisis de grafos (Anexo 14) es marginalmente distinta de la extraída con la muestra completa, por lo que se pueden extraer las mismas conclusiones que en el análisis anterior.

Análisis confirmatorio sobre la estructura interna

1. Ajuste de los modelos

Se concluye lo mismo que en el análisis anterior, aunque se observa una pequeña mejora de los índices de ajuste.

Tabla 8 - Índices de ajuste para cada modelo

Base de ítems	Modelo	CFI	RMSEA	SRMR
IPIP - 50	5F independientes	.742	.152	.142
	5F relacionados	.915*	.088	.080
	1G + 5F (bifactor)	.942*	.074*	.067*
	1 F. Mét. + 5F	.866	.110	.102
	5 F. Mét. + 5F	No hay convergencia		
IPIP - 50 reducida	5F independientes	.823	.138	.129
	5F relacionados	.938*	.082	.073*
	1G + 5F (bifactor)	.955*	.072*	.063*
	1 F. Mét. + 5F	No hay convergencia		
	5 F. Mét. + 5F	No hay convergencia		
IPIP - 50 reducida sin N4	5F independientes	.827	.139	.130
	5F relacionados	.939*	.083	.073*
	1G + 5F (bifactor)	.956*	.072*	.064*
	1 F. Mét. + 5F	No hay convergencia		
	5 F. Mét. + 5F	No hay convergencia		

*Nota: Los índices marcados con * superan lo aceptable propuesto por Tabachnik et al. (2012)*

2. Análisis de invarianza

Tabla 5 - Índices de ajuste del modelo bifactor para cada escala y muestra

Base de ítems	Muestra	CFI	RMSEA	SRMR
IPIP - 50	1	.951*	.079*	.073*
	2	.954*	.071*	.068*
	3	.933*	.070*	.065*
IPIP - 50 reducida	1	.961*	.079*	.070*
	2	.965*	.069*	.064*
	3	.948*	.068*	.061*
IPIP - 50 reducida sin N4	1	.961*	.077*	.070*
	2	.965*	.069*	.064*
	3	.949*	.069*	.061*

*Nota: Los índices marcados con * superan lo aceptable propuesto por Tabachnik et al. (2012)*

Se puede observar que se cumple el nivel de invarianza configural para todas las escalas. Sin embargo, tras un análisis de invarianza sobre la escala reducida sin N4, se observa que no se cumple el nivel de invarianza métrica; es decir, que existe igualdad entre la estructura factorial de las distintas muestras, pero no igualdad de pesos. O lo que es lo mismo, que se está reflejando el mismo constructo en todas las muestras, aunque no mantenga la misma estructura exactamente.

Fiabilidad de cada subescala en la muestra sin patrones aberrantes**Figura 7 - Fiabilidad de cada subescala en cada muestra por cada escala**

Subescala	Muestra	50 ítems		Reducida		Reducida sin N4	
		α	ω	α	ω	α	ω
Extroversión	Total	.90	.91	.90	.91	.90	.91
	1	.92	.93	.92	.93	.92	.93
	2	.91	.92	.91	.92	.91	.92
	3	.88	.89	.88	.89	.88	.89
Neuroticismo - Estabilidad emocional	Total	.88	.89	.88	.89	.88	.90
	1	.90	.91	.90	.91	.89	.91
	2	.89	.90	.89	.90	.89	.90
	3	.85	.87	.85	.87	.87	.89
Cordialidad	Total	.82	.84	.77	.83	.77	.83
	1	.85	.87	.81	.85	.81	.85
	2	.82	.84	.78	.82	.78	.82
	3	.79	.81	.74	.80	.74	.80
Responsabilidad	Total	.80	.82	.78	.80	.78	.80
	1	.83	.85	.81	.83	.81	.83
	2	.82	.84	.8	.82	.8	.82
	3	.78	.80	.75	.77	.75	.77
Apertura - Intelecto	Total	.79	.82	.75	.81	.75	.81
	1	.79	.82	.75	.82	.75	.82
	2	.80	.83	.76	.82	.76	.82
	3	.79	.81	.74	.82	.74	.82

Discusión y conclusiones

En este trabajo se recoge un análisis exhaustivo sobre la estructura interna de la base de datos analizada y la validez de la escala IPIP-50. No sólo se contrastan distintos modelos propuestos en la bibliografía, sino que además se proponen mejoras en el análisis (como la utilización de correlaciones policóricas en lugar de correlaciones de Pearson, el uso de estimadores más adecuados como ULS o DWLS en lugar de ML, etc.), nuevas técnicas para el análisis exploratorio (análisis EGA), y enfoques novedosos en la limpieza de datos, como el tratamiento de patrones aberrantes desde el marco de la TRI.

A nivel teórico, se pone a prueba el modelo de un factor general de deseabilidad social propuesto por Van der Linden et al. (2010) y se encuentran evidencias que sustentan sus conclusiones. Asimismo, se contrastan tanto el modelo clásico de Goldberg (1990, 1992) en el que los factores son independientes, como el enfoque más moderno que adoptan diversos autores al considerar los rasgos de los cinco grandes de personalidad como relacionados. En este caso se encuentra que no llegan a presentar un ajuste tan bueno como el modelo bifactor (que en este caso tiene sentido teórico). Adicionalmente, se han puesto a prueba modelos en los que se proponía la existencia de un factor y cinco factores de método, aunque no han dado un resultado conclusivo.

En relación con la validez de las subescalas, encontramos que se replican los resultados de estudios previos (Gow et al., 2005; Zheng et al., 2008; Rusu et al., 2012; Tahimic et al., 2017), en los que los factores de cordialidad e intelecto / apertura eran los que más dudas generaban. Estas subescalas son las que presentan desde un primer momento correlaciones menos claras entre sus variables, índices MSA más bajos, ítems con cargas cruzadas, y peores índices de consistencia interna y fiabilidad.

Además, una revisión del contenido de los ítems y un análisis posterior sobre las frecuencias de respuesta permiten argumentar que varios ítems de ambas subescalas están sujetos a un sesgo consistente en distintas muestras, por lo que se propone su revisión o sustitución de los mismos. Hay ítems que probablemente no estén reflejando el constructo que se supone que deberían (e.g. O7, que más que con personalidad tiene que ver con la percepción que tiene una persona sobre sus propias capacidades de aprendizaje; O9, que se puede estar solapando en contenido con los rasgos de extroversión, neuroticismo, o responsabilidad). Para falsar teoría sobre personalidad, es importante generar ítems no sólo que midan el rasgo que tienen que medir; sino al mismo tiempo, que no midan el resto de rasgos. De cara al ítem N4, cabe tener en cuenta que las diferencias pueden deberse a que el test de donde se han tomado los datos no está adaptado a todas las poblaciones que abarcan las respuestas. Es un ítem que cuenta con una frase hecha en inglés, lo que explicaría por qué funciona especialmente mal en la tercera muestra.

La falta de calidad de estos ítems también se evidencia en el análisis exploratorio, dado que estos problemas se descubren sistemáticamente a lo largo de muestras geográficamente y culturalmente distintas. Esto también puede ser indicativo de un sesgo a nivel general en la medición, como por ejemplo la explicación que ofrece la teoría de discapacidad social como factor general. No solo con eso, hay varios indicadores, también en la muestra sin patrones aberrantes, que pueden llevar a pensar que esta propuesta ofrece la mejor explicación: los factores están notablemente correlacionados entre sí; en el exploratorio se estiman dos factores extra en los que la mayoría de los ítems tienen cargas ligeras; en el análisis de grafos aparecen relaciones notables entre todos los ítems; y lo más relevante, el bifactor presenta un ajuste sistemáticamente mejor que los modelos simples en todas las escalas, además de lograrse invarianza configural con el mismo a lo largo de todas las muestras.

A propósito de las muestras, cabe señalar que no se puede descartar la influencia del método de recogida de información sobre el ajuste de los modelos. Estamos hablando de una muestra general y anónima, que puede falsear sus datos o intentar sabotear el experimento como ha quedado patente tras el análisis de patrones aberrantes. Esta muestra, además, no deja de estar sesgada por el acceso a internet y el manejo de instrumentos que permitan responder al cuestionario, como queda patente, sin ir más lejos, en la media de edad de los participantes. Del mismo modo, es necesario destacar que una gran mayoría de sujetos de las muestra 1 y 2 son de Estados Unidos, mientras que la gran mayoría de sujetos de la muestra 3 son de India, por lo que no deja de ser discutible que esta muestra sea representativa para tomar conclusiones sobre toda la población.

En cuanto al análisis con patrones aberrantes, como era de esperar, se encuentra un mejor ajuste sistemáticamente en todos los modelos, por lo que se propone como técnica para el tratamiento de datos recopilados desde una muestra general por internet en futuras investigaciones psicológicas. No obstante, no se puede argumentar que se encuentren diferencias significativas a nivel de consistencia interna o fiabilidad del cuestionario, dado que sólo se encuentran matices marginales. Por otra parte, el hecho de que no haya convergencia sólo cuando se extraen los ítems problemáticos sobre el modelo de intercepto aleatorio, independientemente de los patrones aberrantes, podría indicar que son estos ítems los que están sujetos al factor de método. Sin los patrones de respuesta aberrantes, se observa un peor ajuste del modelo de cinco factores independientes respecto a la muestra completa y, sin embargo, uno mejor con el obtenido de factores correlacionados; lo que podría estar indicando que los patrones aberrantes están contribuyendo a un sesgo negativo en la estimación de la correlación entre factores.

Llegados a este punto, cabe valorar la capacidad de nuevas técnicas exploratorias en la recuperación de la estructura teórica. El análisis EGA es el único que recupera adecuadamente la estructura factorial propuesta en un inicio; si bien encuentra relaciones moderadas entre los ítems tanto en la muestra completa como en la muestra sin patrones aberrantes (si bien en esta última parece que son mayores las relaciones entre ítems del mismo factor). Por ello, se propone de cara a futuras investigaciones seguir revisando las propiedades de esta técnica a fin de fijar un marco de interpretación de los pesos neuronales en términos factoriales.

A pesar de que los índices de fiabilidad parecen relativamente buenos; que se ha probado la validez concurrente de esta escala con otras; y que se logra un ajuste con el modelo bifactor; la conclusión general de este trabajo es que esta escala puede no ser la más adecuada para poner a prueba la teoría de los cinco grandes, dadas las fuertes correlaciones entre ítems y entre factores, las cargas cruzadas de muchos ítems, la redacción sesgada de varios de los mismos y la falta de validez de contenido de algunos otros. No se puede descartar que la estructura de un factor general no esté debida a los problemas ya mencionados. Así que, a la pregunta de si existen los cinco grandes, respondemos: “aquí no”, pero es una discusión eminentemente teórica, antes que empírica.

Referencias

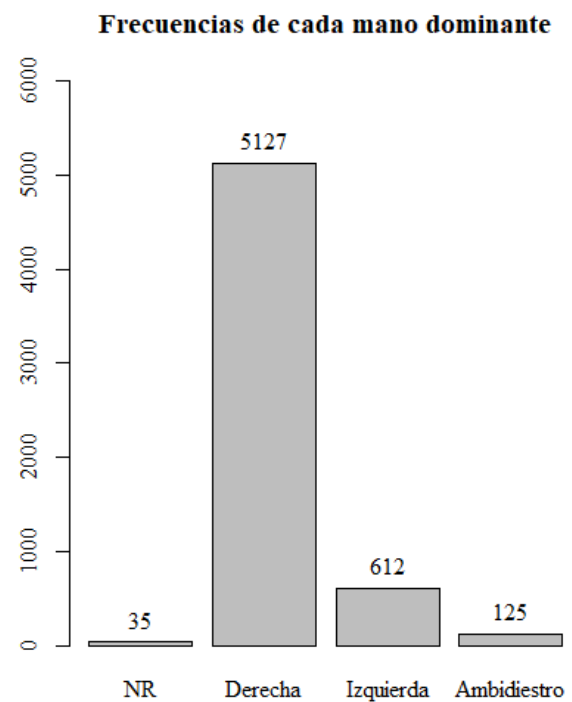
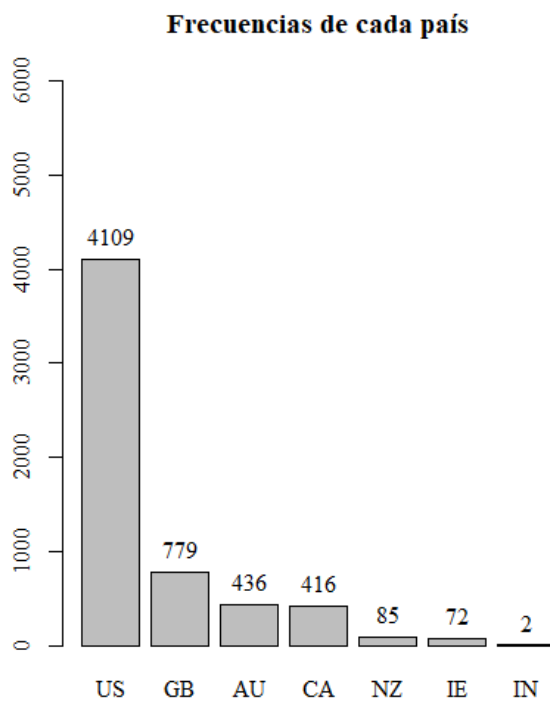
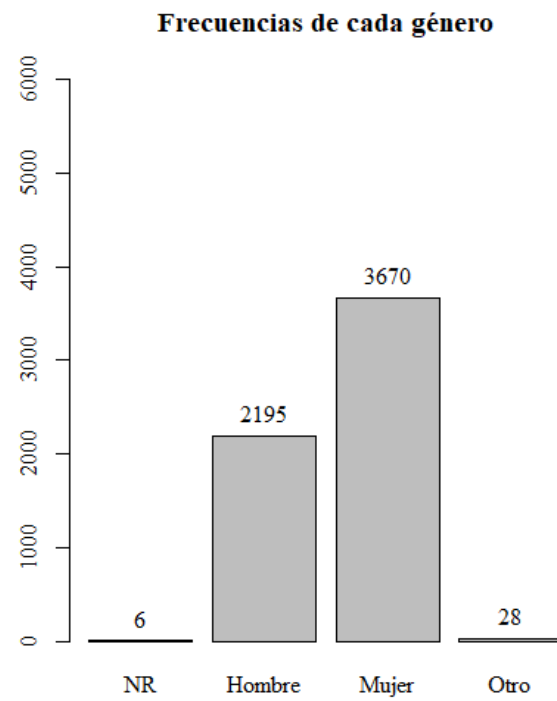
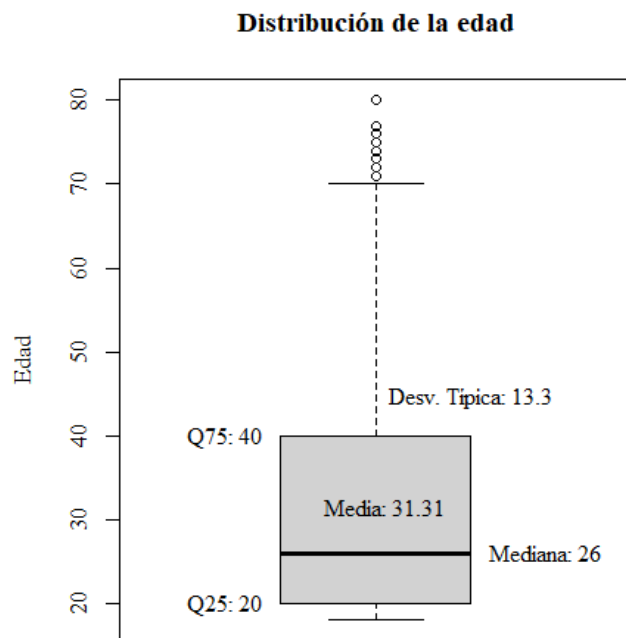
- Blackburn, R., Renwick, S. J., Donnelly, J. P., & Logan, C. (2004). Big five or big two? Superordinate factors in the NEO five factor inventory and the antisocial personality questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 37(5), 957-970.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with Amos: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd ed.). New York: Taylor and Francis Group.
- Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Borgogni, L., & Perugini, M. (1993). The “Big Five Questionnaire”: A new questionnaire to assess the five factor model. *Personality and individual Differences*, 15(3), 281-288.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). Four ways five factors are basic. *Personality and Individual Differences*, 13(6), 653–665. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90236-i](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90236-i)
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2008). The revised neo personality inventory (neo-pi-r). *The SAGE handbook of personality theory and assessment*, 2(2), 179-198.
- Chalmers R. P. (2012). “mirt: A Multidimensional Item Response Theory Package for the R Environment.” *Journal of Statistical Software*, 48(6), 1–29. [doi:10.18637/jss.v048.i06](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i06).
- Eysenck, H. J. (1992). A reply to Costa and McCrae. P or A and C—the role of theory. *Personality and individual differences*, 13(8), 867-868.
- Feher, A., & Vernon, P. A. (2021). Looking beyond the Big Five: A selective review of alternatives to the Big Five model of personality. *Personality and Individual Differences*, 169, 110002.
- Fiske, D. W. (1949). Consistency of the factorial structures of personality ratings from different sources. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 44(3), 329–344. <https://doi.org/10.1037/h0057198>
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., De la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias psicológicas*, 7(2), 151-164.

- Gow, A. J., Whiteman, M. C., Pattie, A., & Deary, I. J. (2005). Goldberg's 'IPIP' Big-Five factor markers: Internal consistency and concurrent validation in Scotland. *Personality and Individual Differences*, 39(2), 317-329.
- Goldberg, L. R. (1981). Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons. In L. Wheeler (Ed.), *Review of personality and social psychology* (Vol. 2, pp. 141-165). Beverly Hills, CA: Sage
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative "description of personality": The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1216–1229. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.6.1216>
- Goldberg, Lewis R. "The development of markers for the Big-Five factor structure." *Psychological assessment* 4.1 (1992): 26.
- Golino, H., & Christensen, A. P. (2023). EGAnet: Exploratory Graph Analysis – A framework for estimating the number of dimensions in multivariate data using network psychometrics. R package version 2.0.3. URL: <https://r-ega.net>
- Guenole, N., & Chernyshenko, O. S. (2005). The suitability of Goldberg's Big Five IPIP personality markers in New Zealand: a dimensionality, bias, and criterion validity evaluation. *New Zealand Journal of Psychology*, 34(2).
- Hendy, N., Krammer, G., Schermer, J. A., & Biderman, M. D. (2020). Using bifactor models to identify faking on Big Five questionnaires. *International Journal of Selection and Assessment*, 29(1), 81-99. <https://doi.org/10.1111/ijsa.12316>
- Hughes, D. J., De Olazabal, D. P., Twumasi, R., Kratsiotis, I., & Booth, T. (2018). An examination of the Spanish translation of the 50-item IPIP Big-five inventory in a Spanish speaking Peruvian sample.
- Mastror, K. A., Jin, P., & Cooper, M. (2000). Malay culture and personality: A Big Five perspective. *American Behavioral Scientist*, 44(1), 95-111.

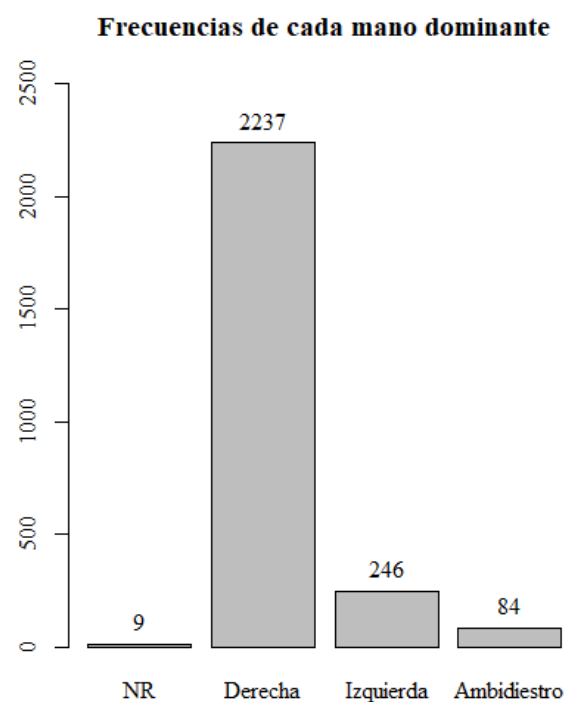
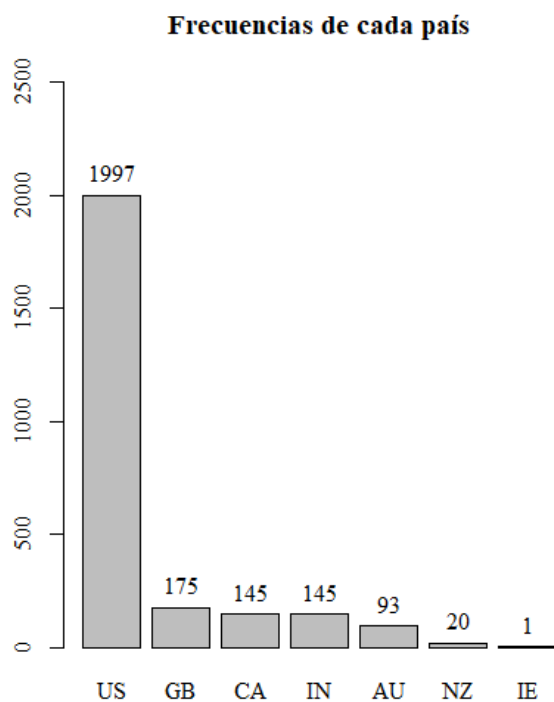
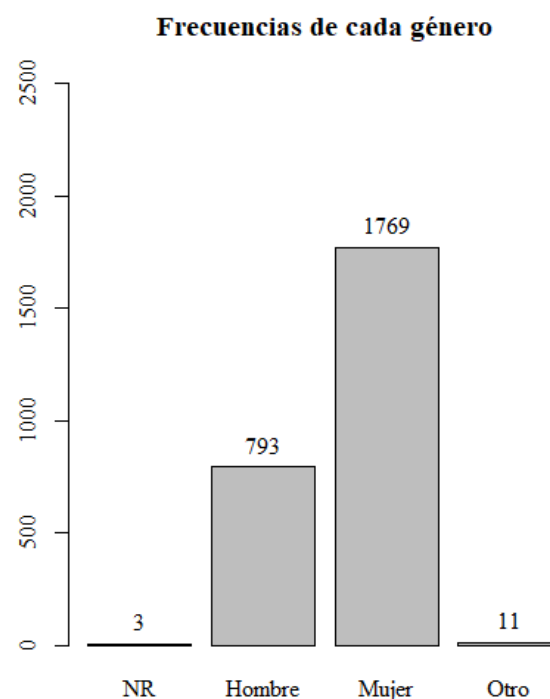
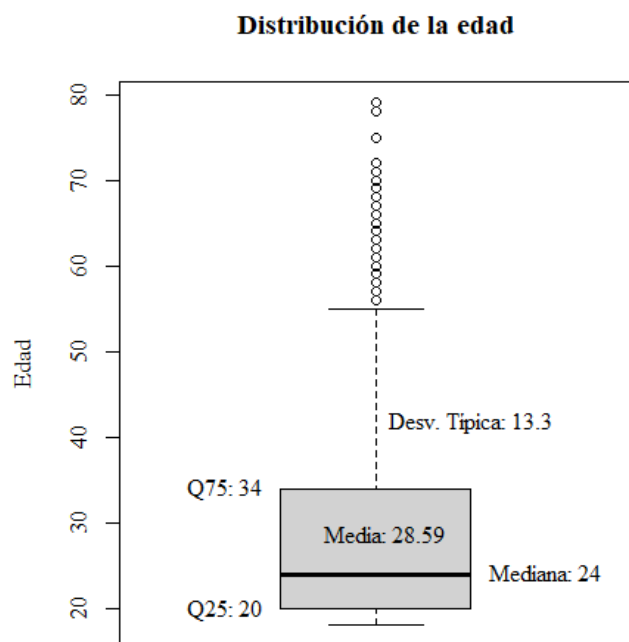
- Norman, W.T. (1963) Toward an Adequate Taxonomy of Personality Attributes: Replicated Factor Structures in Peer Nomination Personality Ratings. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 66, 571-583. <https://doi.org/10.1037/h0040291>
- Ogunsemi, J. O., Akinnawo, E. O., Akinbobola, O. I., Ariyo, J. O., Babatunde, S. I., & Akpunne, B. C. (2022). Psychometric properties and validation of Mini-International Personality Item Pool (mini-IPIP) among Nigerian population. *Advances in Research*, 23(4), 49-57.
- Rauthmann, J. F. (2023). Personality is (so much) more than just self-reported Big Five traits. *European Journal of Personality*, 08902070231221853.
- Revelle, W., & Wilt, J. (2013). The general factor of personality: A general critique. *Journal of Research in Personality*, 47(5), 493-504. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.04.012>
- Revelle, W., (2024). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.4.3, <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rosseel Y. (2012). “lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling.” *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. [doi:10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02).
- Rusu, S., Maricuțoiu, L. P., Macsinga, I., Vîrgă, D., & Sava, F. A. (2012). Evaluarea personalității din perspectiva modelului Big Five. Date privind adaptarea chestionarului IPIP-50 pe un eșantion de studenți români. *Psihologia resurselor umane*, 10(1), 39-56.
- Ryan, T., Angella, S., & Surya, R. (2022). Analisis Rasch Model Indonesia the International Personality Item Pool-Big Five Factor Markers (IPIP-BFM-50). *Persona: Jurnal Psikologi Indonesia*, 10(2), 297-317.
- Tabachnik, D., & Fidel, J. (2012). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *J Bus Res Methods*, 6, 1-5
- Tahimic, F., Mullally, E. C., Ibarra, M., Angosta, J., & Barchard, K. A. (2017). Openness Divides: Factor Structure of the 50-Item IPIP. Poster to be presented at the annual convention of the Western Psychological Association, Sacramento, CA.

- Tupes, E.C. and Christal, R.E (1961). *Recurrent Personality Factors based on Trait Ratings*. USAF ASD Tech. Rep. No. 61-97, Lackland Air Force Base, TX: US Air Force.
- Van der Linden, D., te Nijenhuis, J., & Bakker, A. B. (2010). The general factor of personality: A meta-analysis of Big Five intercorrelations and a criterion-related validity study. *Journal of research in personality*, 44(3), 315-327.
- Ypofanti, M., Zisi, V., Zourbanos, N., Mouchtouri, B., Tzanne, P., Theodorakis, Y., & Lyrakos, G. (2015). Psychometric properties of the International Personality Item Pool Big-Five personality questionnaire for the Greek population. *Health psychology research*, 3(2).
- Yupanqui-Lorenzo, D. E., Capurro, V. P., & Carhuaz, E. O. (2022). Evidencia de validez e invarianza del Mini-International Personality Item Pool (Mini-IPIP). *Apuntes Universitarios*, 12(1), 51-74.
- Zheng, L., Goldberg, L. R., Zheng, Y., Zhao, Y., Tang, Y., & Liu, L. (2008). Reliability and concurrent validation of the IPIP Big-Five factor markers in China: Consistencies in factor structure between Internet-obtained heterosexual and homosexual samples. *Personality and individual differences*, 45(7), 649-654.
- Zuckerman, M., Kuhlman, D. M., Joireman, J., Teta, P., & Kraft, M. (1993). A comparison of three structural models for personality: the big three, the big five, and the alternative five. *Journal of personality and social psychology*, 65(4), 757.

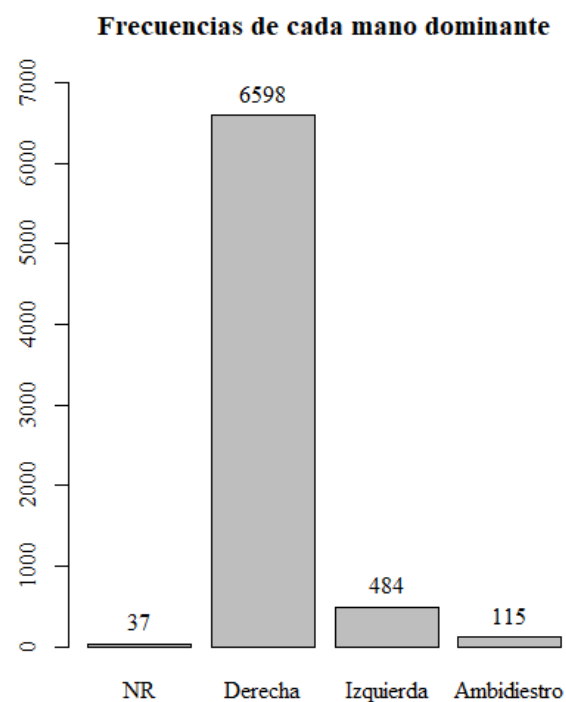
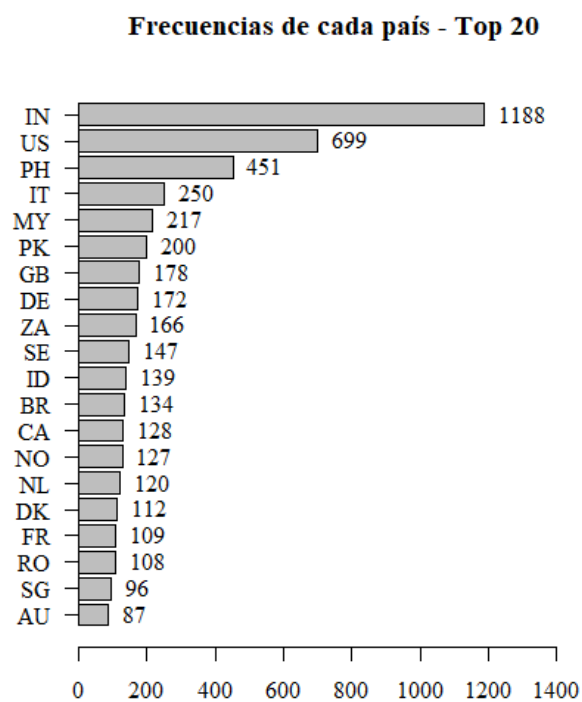
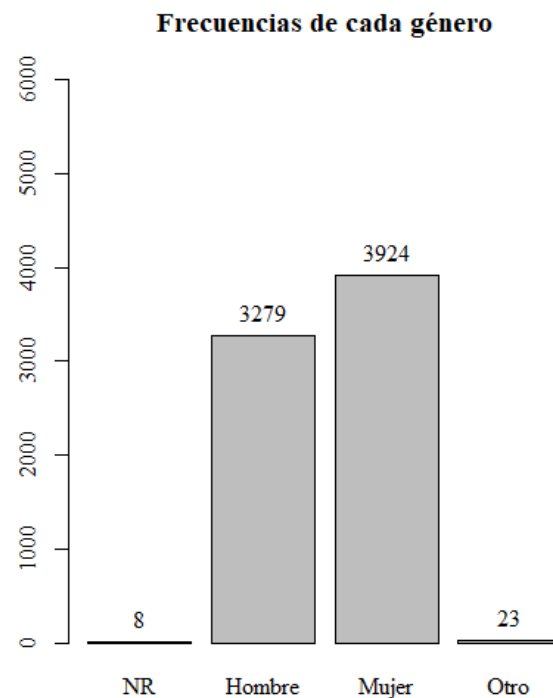
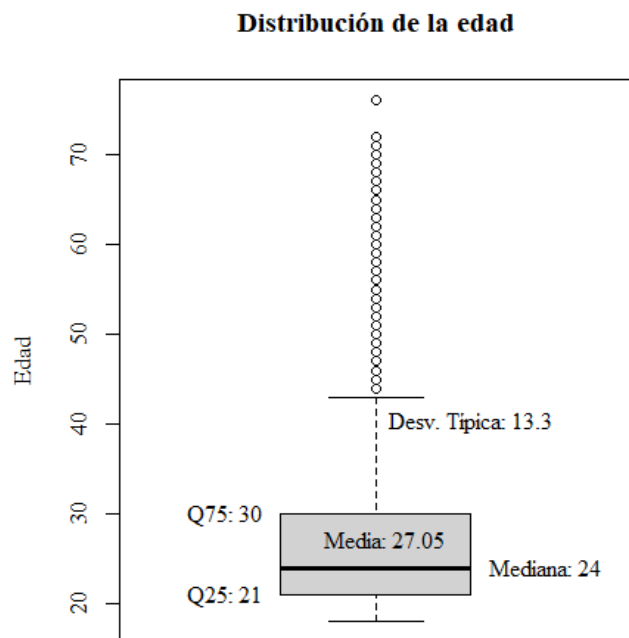
Anexo 1 - Análisis 1: Gráficos descriptivos de la primera muestra



Anexo 2 - Análisis 1: Gráficos descriptivos de la segunda muestra



Anexo 3 - Análisis 1: Gráficos descriptivos de la tercera muestra



Anexo 4 - Análisis 1: Pesos del AFE y correlaciones entre factores (7F y oblimin)

Muestra 1

0.76	-0.01	-0.05	-0.04	0.07	-0.04	-0.14	E1
0.78	-0.12	0.06	0.01	-0.02	0.03	0.03	E2
0.66	0.23	0.2	0.05	-0.06	-0.01	-0.11	E3
0.87	0	-0.02	0.03	-0.01	-0.02	0.08	E4
0.77	-0.01	0.16	0.05	0	0.05	-0.06	E5
0.67	-0.05	0.1	0.06	0.1	0.13	0.1	E6
0.77	0.03	0.1	-0.01	0.02	-0.04	-0.08	E7
0.7	-0.02	-0.14	-0.06	0.06	-0.01	0.08	E8
0.73	0.02	-0.11	-0.06	0.12	0.03	-0.04	E9
0.8	0.07	-0.01	0.03	-0.05	0.01	0.07	E10
0.03	0.78	-0.12	-0.07	0.05	0.03	0	N1
-0.04	0.71	0	-0.14	0.1	-0.04	-0.18	N2
0.09	0.73	-0.2	-0.12	-0.02	0.02	0.05	N3
0.14	0.61	-0.05	0.1	0	-0.07	-0.23	N4
0.01	0.55	0.01	0.05	0	0.09	0.12	N5
0	0.79	-0.09	0.02	0	0.05	0.09	N6
-0.09	0.74	0.07	0.12	-0.08	0.02	0.05	N7
-0.08	0.79	0.08	0.11	-0.05	0.01	0.03	N8
-0.05	0.75	0.21	-0.04	-0.01	-0.02	0.13	N9
0.19	0.7	0.01	0.1	0.01	-0.09	-0.16	N10
-0.01	0	0.71	0.03	-0.02	0	0.12	A1
0.32	0.05	0.58	-0.06	-0.01	0.06	0	A2
-0.2	0.23	0.51	0.16	-0.03	-0.05	0.12	A3
-0.07	-0.02	0.89	-0.03	0.01	-0.01	-0.03	A4
0.1	-0.02	0.75	-0.01	-0.04	0	0.12	A5
-0.1	-0.09	0.7	-0.04	0.07	-0.13	-0.13	A6
0.29	0.04	0.71	-0.02	-0.03	0.01	0.12	A7
0.07	0.05	0.68	0.05	0.01	0	-0.12	A8
0.01	-0.1	0.76	0	0.1	0.01	-0.07	A9
0.3	0.18	0.41	0.05	0.09	0.01	-0.17	A10
-0.03	0.05	0	0.64	-0.03	0.15	-0.16	C1
-0.01	-0.02	-0.11	0.71	0.01	-0.15	0.19	C2
-0.15	-0.02	0.11	0.45	0.1	0.21	-0.15	C3
0.07	0.29	-0.01	0.6	0	-0.02	0.1	C4
0.08	0.02	0	0.72	0	-0.09	-0.03	C5
0.04	0.03	-0.07	0.74	-0.01	-0.1	-0.18	C6
-0.06	-0.17	-0.01	0.68	-0.04	0.06	-0.13	C7
0.03	0.17	0.16	0.54	-0.02	0.06	0.04	C8
0.03	-0.1	0.07	0.65	-0.05	0	-0.15	C9
-0.1	0	0.05	0.48	0.07	0.26	-0.19	C10
0.03	0	-0.01	-0.03	-0.02	0.77	0.01	O1
-0.01	0.15	0.02	0.02	0.29	0.44	0.34	O2
-0.02	-0.1	0.03	-0.07	0.8	-0.05	-0.01	O3
-0.03	0.06	0.1	-0.06	0.35	0.3	0.4	O4
0.11	0.1	-0.1	0.12	0.5	0.27	-0.19	O5
0.03	0.01	0.04	0.01	0.82	-0.1	0.11	O6
-0.01	0.17	0	0.12	0.13	0.53	-0.1	O7
0.03	-0.09	-0.07	-0.07	-0.02	0.78	0.01	O8
-0.25	-0.16	0.24	0	0.27	0.22	0.05	O9
0.09	0.05	-0.03	0.02	0.7	0.15	-0.1	O10

ULS1
ULS2
ULS3
ULS5
ULS6
ULS4
ULS7

Muestra 2

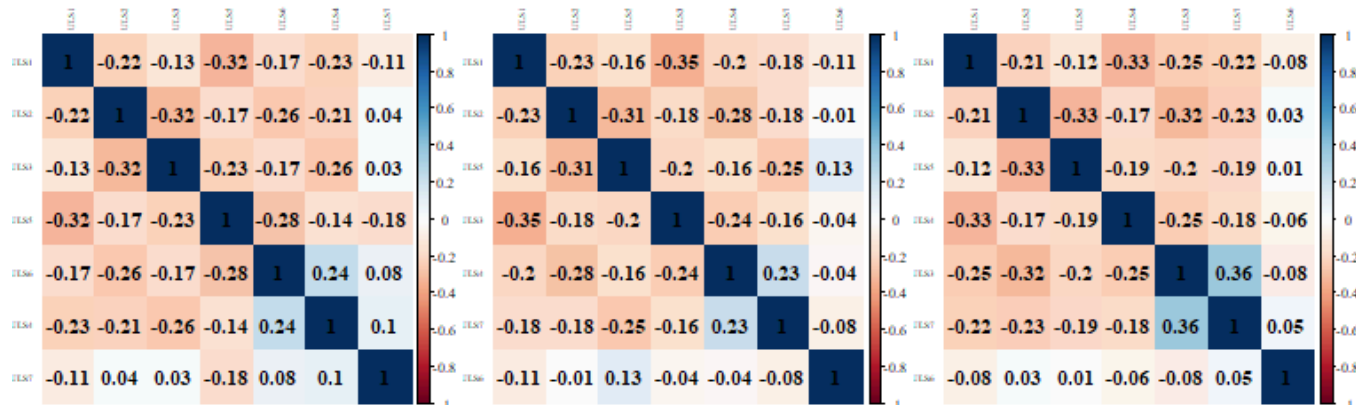
0.73	-0.03	-0.04	0	0.07	-0.06	-0.18	E1
0.77	-0.12	0.06	-0.01	-0.03	0.01	0.12	E2
0.64	0.22	0.17	0.07	-0.03	-0.01	-0.14	E3
0.8	0.04	-0.06	0.04	0	-0.04	0.14	E4
0.74	0	0.19	0.06	0.03	0.08	-0.09	E5
0.64	-0.02	0.1	0.03	0.14	0.08	0.19	E6
0.74	0.07	0.09	0	0.01	0	-0.13	E7
0.64	-0.06	-0.15	-0.1	0.01	0.01	0.08	E8
0.69	-0.06	-0.14	0	0.12	0.05	-0.13	E9
0.75	0.1	-0.04	-0.01	-0.04	0.03	0.1	E10
0.02	0.77	-0.1	-0.04	0.06	0.01	-0.1	N1
-0.04	0.63	0.06	-0.09	0.09	0	-0.38	N2
0.08	0.73	-0.21	-0.1	0.03	-0.03	-0.08	N3
0.14	0.4	-0.04	0.06	-0.05	0	-0.24	N4
0.02	0.55	-0.01	0.08	0.02	0.11	0.14	N5
-0.01	0.8	-0.04	0.02	0	0.08	0.05	N6
-0.01	0.73	0.07	0.08	-0.06	0.01	0.09	N7
-0.04	0.79	0.03	0.08	-0.04	0	0.06	N8
-0.03	0.76	0.16	-0.04	0.01	0	0.14	N9
0.18	0.67	0.01	0.12	-0.02	-0.11	-0.08	N10
0.04	0.03	0.49	0	-0.07	0.1	0.3	A1
0.3	0.08	0.55	-0.07	0.02	0.05	-0.01	A2
-0.17	0.28	0.38	0.19	-0.04	-0.11	0.16	A3
-0.07	-0.01	0.85	0.02	0.01	-0.01	-0.02	A4
0.1	0.01	0.69	-0.07	0.01	0.01	0.18	A5
-0.04	-0.14	0.69	0.01	-0.04	-0.12	-0.09	A6
0.28	0.09	0.63	-0.05	0.07	-0.05	0.18	A7
0.01	0.07	0.69	0.08	-0.01	0.01	-0.09	A8
-0.01	-0.11	0.76	0.04	0.09	-0.01	-0.11	A9
0.29	0.15	0.36	0.13	0.12	-0.02	-0.18	A10
0	0.02	0	0.65	-0.05	0.15	-0.08	C1
-0.04	0.03	-0.13	0.62	0.04	-0.19	0.18	C2
-0.12	0	0.08	0.48	0.2	0.18	-0.1	C3
0.01	0.32	0.01	0.57	0.05	-0.12	0.12	C4
0.07	0	0.03	0.7	-0.06	-0.07	-0.07	C5
0.02	0.09	-0.09	0.67	0.02	-0.1	0.22	C6
-0.03	-0.14	0.04	0.68	0	0.02	-0.07	C7
0.07	0.15	0.11	0.45	-0.02	0.06	0.18	C8
0.08	-0.1	0.09	0.68	-0.07	0.02	-0.11	C9
0	-0.04	0.05	0.52	0.08	0.23	-0.14	C10
0.01	0.07	-0.03	0.01	0.02	0.78	0.05	O1
-0.02	0.21	-0.03	-0.02	0.4	0.32	0.27	O2
-0.06	-0.11	0.04	-0.1	0.73	-0.01	-0.04	O3
-0.07	0.1	0.11	-0.06	0.42	0.2	0.28	O4
0.13	0.02	-0.04	0.19	0.56	0.13	-0.17	O5
0.02	0.04	0.03	-0.02	0.78	-0.12	0.13	O6
0.06	0.18	-0.01	0.19	0.2	0.41	-0.16	O7
0.03	-0.08	-0.06	-0.07	-0.01	0.76	-0.01	O8
-0.21	-0.23	0.25	0.08	0.27	0.21	-0.03	O9
0.11	-0.01	-0.01	0.04	0.73	0.1	-0.09	O10

ULS1
ULS2
ULS5
ULS3
ULS4
ULS7
ULS6

Muestra 3

0.62	0.01	0.01	-0.03	0.05	-0.04	-0.2	E1
0.7	-0.11	0.04	-0.06	0.02	0.04	0.15	E2
0.6	0.19	0.21	0.1	-0.01	-0.03	-0.14	E3
0.67	0.06	-0.07	0.03	-0.03	-0.02	0.14	E4
0.72	-0.02	0.14	0.08	0	0.06	-0.08	E5
0.57	0.01	0.05	0.01	0.13	0.18	0.24	E6
0.75	0.02	0.07	0.01	-0.04	0.07	-0.13	E7
0.6	-0.07	-0.12	-0.04	0.11	-0.16	0.05	E8
0.57	-0.04	-0.04	0.02	0.17	-0.09	-0.13	E9
0.67	0.09	-0.08	-0.01	-0.01	-0.02	0.13	E10
0.02	0.7	-0.06	-0.04	0.11	-0.06	-0.06	N1
0.01	0.56	0.04	-0.14	0.11	-0.04	-0.33	N2
0.13	0.6	-0.22	-0.1	0.01	-0.08	-0.03	N3
0.06	0.22	-0.03	0.01	0.01	-0.1	-0.24	N4
0.02	0.6	-0.05	0.12	0.04	0.04	0.04	N5
-0.01	0.78	-0.04	0.01	0.06	0.02	0.03	N6
-0.04	0.72	0.02	0.07	-0.11	0.09	0.05	N7
-0.04	0.76	0.04	0.09	-0.09	0.09	0.02	N8
-0.02	0.77	0.08	-0.03	0.03	-0.07	0.03	N9
0.15	0.59	-0.01	0.07	-0.04	-0.05	-0.04	N10
-0.01	0.1	0.32	0	-0.08	0.2	0.28	A1
0.31	0.07	0.51	-0.05	-0.03	0.09	-0.03	A2
-0.16	0.3	0.4	0.16	0.02	-0.18	0.11	A3
-0.05	-0.03	0.81	-0.01	0.02	-0.03	-0.05	A4
0.12	0.05	0.65	-0.03	-0.05	0.07	0.25	A5
-0.09	-0.18	0.6	0.01	0.07	-0.18	-0.11	A6
0.29	0.1	0.57	-0.02	-0.04	0.07	0.24	A7
0.04	0.05	0.54	0.01	-0.01	0.05	-0.1	A8
0.02	-0.09	0.72	0.06	0.13	-0.07	-0.07	A9
0.24	0.08	0.39	0.1	0.12	-0.05	-0.21	A10
0.05	0.08	-0.05	0.54	0.04	0.18	-0.18	C1
-0.04	-0.02	-0.09	0.55	0.02	-0.17	0.24	C2
-0.07	-0.04	0.13	0.41	0.19	0.16	-0.1	C3
0.02	0.24	-0.03	0.58	0.03	-0.08	0.17	C4
0.06	0	0.04	0.6	-0.01	-0.09	-0.16	C5
0	0.04	-0.08	0.63	0.01	-0.09	0.25	C6
-0.06	-0.13	0.04	0.51	-0.02	0.13	-0.04	C7
0.04	0.15	0.09	0.45	0.03	-0.03	0.12	C8
0.04	-0.06	0.06	0.67	-0.08	0.03	-0.14	C9
0.01	-0.01	0.08	0.45	0.14	0.15	-0.18	C10
0.04	0.06	-0.03	0.03	0.13	0.68	0.02	O1
-0.03	0.21	-0.04	-0.01	0.44	0.26	0.25	O2
-0.07	-0.12	0.07	-0.09	0.62	0.05	-0.02	O3
-0.07	0.12	0.08	-0.08	0.4	0.18	0.28	O4
0.11	0	-0.03	0.13	0.62	0.11	-0.15	O5
0.02	0.04	0.05	-0.03	0.75	-0.09	0.15	O6
0.02	0.12	0.03	0.18	0.38	0.28	-0.13	O7
0	-0.09	-0.13	-0.1	0.08	0.65	-0.02	O8
-0.21	-0.15	0.23	0.03	0.19	0.3	0.03	O9
0.09	-0.01	0	0.04	0.71	0.11	-0.1	O10

ULS1
ULS2
ULS5
ULS4
ULS3
ULS7
ULS6



Anexo 5 - Análisis 1: Pesos de la red del AGE (5F)

Muestra 1

0.36	0.01	0	0	-0.01	E4
0.3	0	0.06	0	0	E5
0.3	0	0.04	0	0	E7
0.28	0.01	0	0	-0.02	E10
0.27	-0.01	0.01	0	0	E2
0.27	0	-0.02	0	0.03	E9
0.25	0	0.04	0	0	E1
0.22	0	-0.01	-0.02	0	E8
0.21	0	0.03	0	0.05	E6
0.2	0.07	0.1	0.01	0	E3
0	0.35	0	0.03	0	N8
0	0.33	-0.01	0	0.02	N1
0	0.32	-0.03	0.01	0.01	N6
0.05	0.29	0	0.03	-0.03	N10
0	0.26	0.01	0.02	-0.01	N7
0.01	0.26	-0.03	-0.04	-0.02	N3
0	0.24	0.08	-0.01	0	N9
0.01	0.22	0	0.01	0	N4
0.03	0.2	0.01	0	0	N2
0	0.15	0	0.02	0.02	N5
0	-0.01	0.42	0	0.01	A4
0.06	0.01	0.33	0	0	A7
0	-0.01	0.29	0	0.03	A9
0	0	0.28	0	0	A5
0	0	0.25	0.02	0	A8
0	0	0.24	0.01	0	A1
0	-0.04	0.22	0	-0.01	A6
0.07	0	0.2	-0.01	0	A2
-0.04	0.06	0.13	0.05	-0.01	A3
0.1	0.02	0.12	0	0.01	A10
0	0	0	0.33	-0.01	C6
0	0.01	0	0.31	-0.01	C5
0	0	0	0.29	0.02	C1
-0.01	-0.03	0	0.28	-0.01	C7
0	0	-0.01	0.26	-0.01	C2
0	0	0.01	0.26	-0.01	C9
0	0.09	0.02	0.23	0.01	C4
0	0	0	0.22	0.05	C10
0	0.03	0.05	0.22	0	C8
-0.01	-0.01	0	0.18	0.04	C3
0.03	0	0	0	0.33	O10
0	0.03	0	0	0.3	O2
0	0	0	0	0.3	O1
0	-0.01	0	-0.02	0.28	O3
0.01	0	0	0	0.28	O6
0	-0.01	-0.02	0	0.27	O8
0	0	0.01	-0.02	0.27	O4
0.03	0.01	0.01	0.03	0.25	O5
0	0.02	0	0.07	0.19	O7
-0.03	-0.04	0.03	0.02	0.11	O9

1 2 3 4 5

Muestra 2

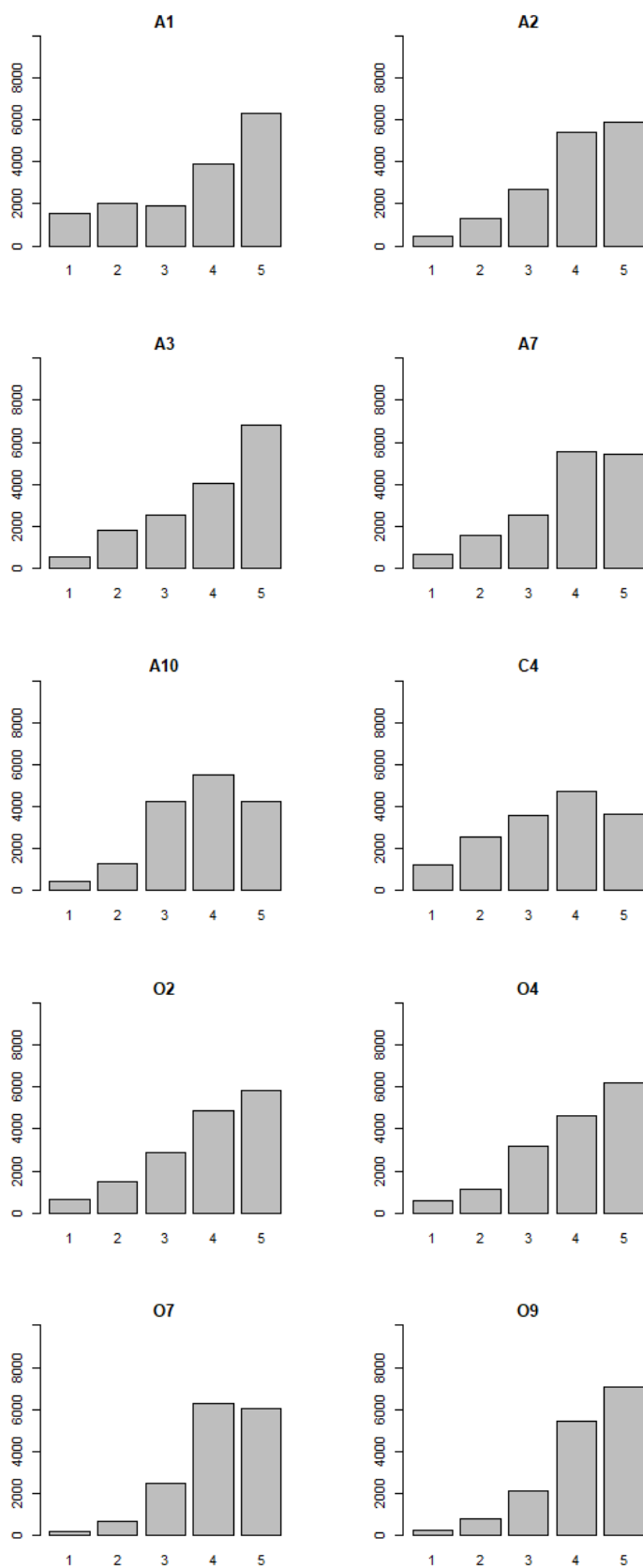
0.32	0.01	0	0.01	-0.01	E4
0.31	0.01	0.02	0	0	E7
0.3	0	0.08	0	0.02	E5
0.27	-0.01	0.01	0	0	E2
0.26	0.02	0	0	-0.01	E10
0.25	0	-0.03	0	0.03	E9
0.25	0	0.03	0	0.01	E1
0.21	0.01	0.04	0.01	0.04	E6
0.21	0.07	0.1	0.01	0	E3
0.2	0	-0.02	-0.02	-0.01	E8
0	0.35	0	0.03	0	N8
0	0.32	-0.01	0	0.02	N1
0	0.32	-0.02	0.02	0.02	N6
0.05	0.27	0.01	0.04	-0.03	N10
0	0.27	0	0.02	0	N7
0.01	0.26	-0.04	-0.02	0.04	N3
0.01	0.26	0.07	-0.01	0	N9
0.04	0.18	0.01	0	0.02	N2
0.01	0.16	0	0.03	0.03	N5
0.01	0.14	0	0	0	N4
-0.01	-0.01	0.39	0	0	A4
0.07	0.01	0.3	0	0.01	A7
0	-0.01	0.3	0.01	0.04	A9
0	0	0.28	0	0.01	A5
-0.01	0.01	0.25	0.02	0	A8
0	-0.05	0.23	0	-0.02	A6
0.07	0	0.18	-0.01	0.01	A2
0	0	0.15	0.02	0.01	A1
-0.04	0.05	0.11	0.07	-0.03	A3
0.11	0.02	0.1	0.04	0.03	A10
0	0	0.01	0.31	-0.01	C5
0	0.01	0	0.3	0	C6
0.01	0	0.02	0.28	0	C9
0	0	0	0.28	0.01	C1
0	-0.03	0	0.27	0	C7
0.01	0.08	0.06	0.24	-0.02	C4
-0.01	0	-0.01	0.23	-0.01	C2
0	0	0.02	0.21	0.05	C10
-0.01	0.01	0	0.18	0.08	C3
0.01	0.03	0.04	0.16	0	C8
0.04	0	0	0.02	0.35	O10
0	0	-0.01	0.01	0.3	O1
0	0.05	-0.01	-0.01	0.29	O2
0	0	0	-0.02	0.26	O3
0.01	0	0.01	0	0.25	O6
0.03	0	0.02	0.03	0.24	O5
0	-0.01	-0.03	-0.02	0.23	O8
0	0	0.02	0	0.21	O4
0.01	0.04	0.01	0.08	0.18	O7
-0.03	-0.06	0.04	0.03	0.1	O9

1 2 3 4 5

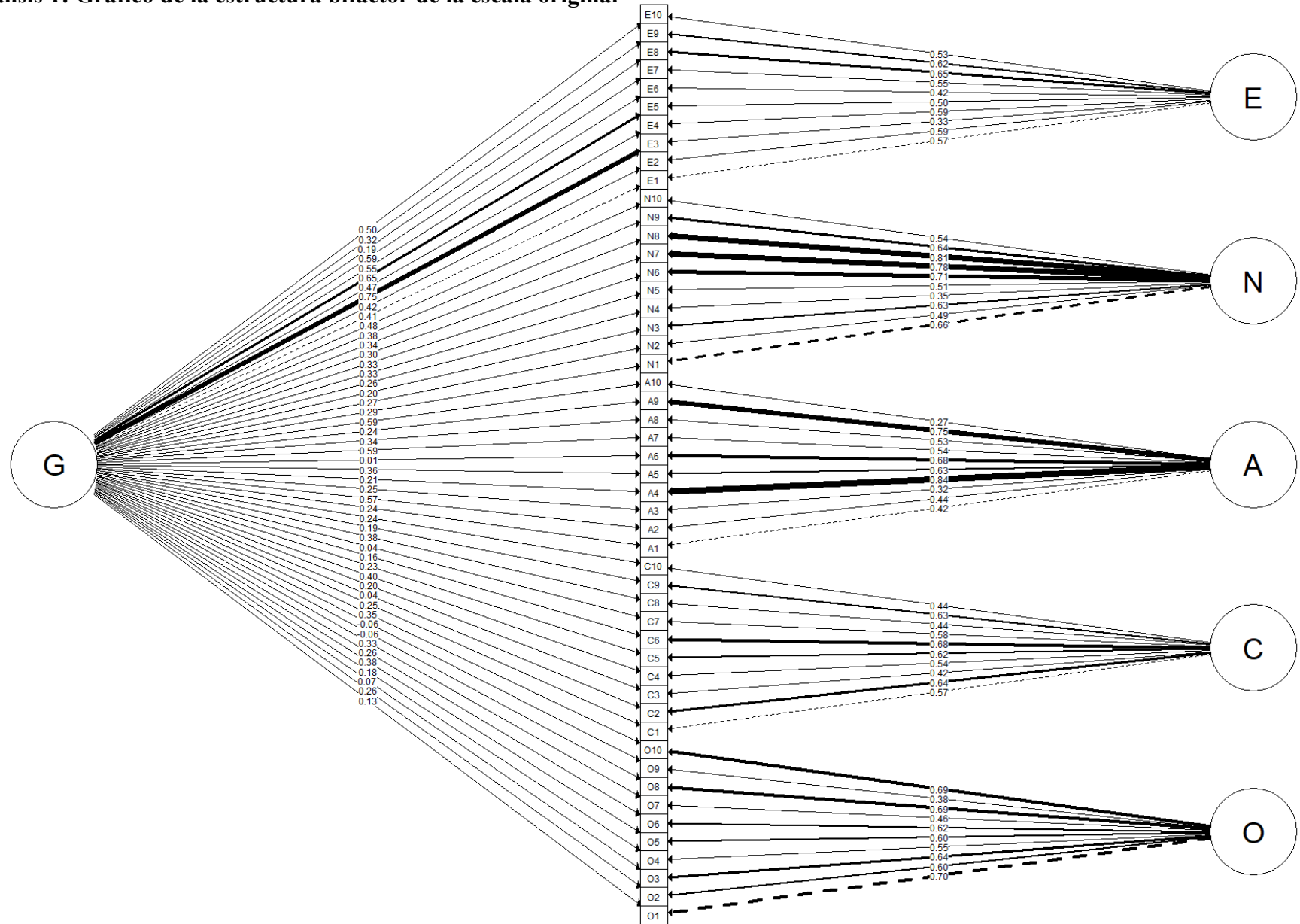
Muestra 3

0.33	0	0.04	0	0	E7
0.3	0	0.06	0	0.01	E5
0.27	0	0.02	0	0	E2
0.25	0.03	0	0	-0.01	E4
0.24	0.03	-0.01	0	-0.03	E10
0.23	0	0.01	0	0.02	E9
0.22	0	0	-0.01	0	E8
0.22	0	0.03	0	0	E1
0.21	0.07	0.11	0.03	0.01	E3
0.21	0	0.05	0	0.08	E6
0	0.35	0	0.04	0	N8
0	0.34	-0.03	0.01	0.02	N6
0	0.29	0	0.01	0.02	N1
0	0.28	0.01	0.01	0.01	N7
0.01	0.28	0.06	0	0	N9
0.03	0.22	-0.04	-0.04	-0.04	N3
0.05	0.22	0	0.03	-0.02	N10
0.01	0.19	-0.01	0.05	0.02	N5
0.03	0.17	0.01	-0.01	0.01	N2
0	0.06	0	0.01	0	N4
0	-0.01	0.38	0	0.01	A4
0	-0.01	0.34	0.02	0.02	A9
0.07	0.01	0.29	0	0.01	A7
0.01	0	0.28	0	0.01	A5
-0.01	-0.06	0.2	0	-0.02	A6
0.09	0	0.2	-0.01	0	A2
0.01	0	0.19	0	0.01	A8
0.09	0.01	0.13	0.04	0.02	A10
-0.02	0.06	0.11	0.06	-0.03	A3
0.01	0.01	0.08	0.01	0.02	A1
0	0	0.01	0.32	-0.01	C9
0	0.02	0	0.3	0	C6
0	0.08	0.04	0.26	-0.01	C4
0.01	0.01	0.01	0.26	-0.01	C5
0.01	0.02	0	0.22	0.05	C1
0	-0.01	0.01	0.21	-0.01	C2
0	0	0.03	0.19	0.06	C10
-0.01	-0.01	0	0.18	0.02	C7
0	0.04	0.03	0.18	0	C8
0	-0.02	0.02	0.16	0.07	C3
0.03	0	0	0.01	0.35	O10
0.03	0	0.01	0.01	0.29	O1
0.01	0.04	0.01	0	0.29	O2
0.02	0	0.01	0	0.26	O6
0.02	0	0.01	0.05	0.25	O5
-0.01	-0.01	0	-0.02	0.22	O3
0	0	0.01	-0.01	0.22	O4
-0.01	-0.01	-0.04	-0.03	0.21	O8
0	0.02	0.01	0.09	0.18	O7
-0.03	-0.04	0.03	0.03	0.11	O9

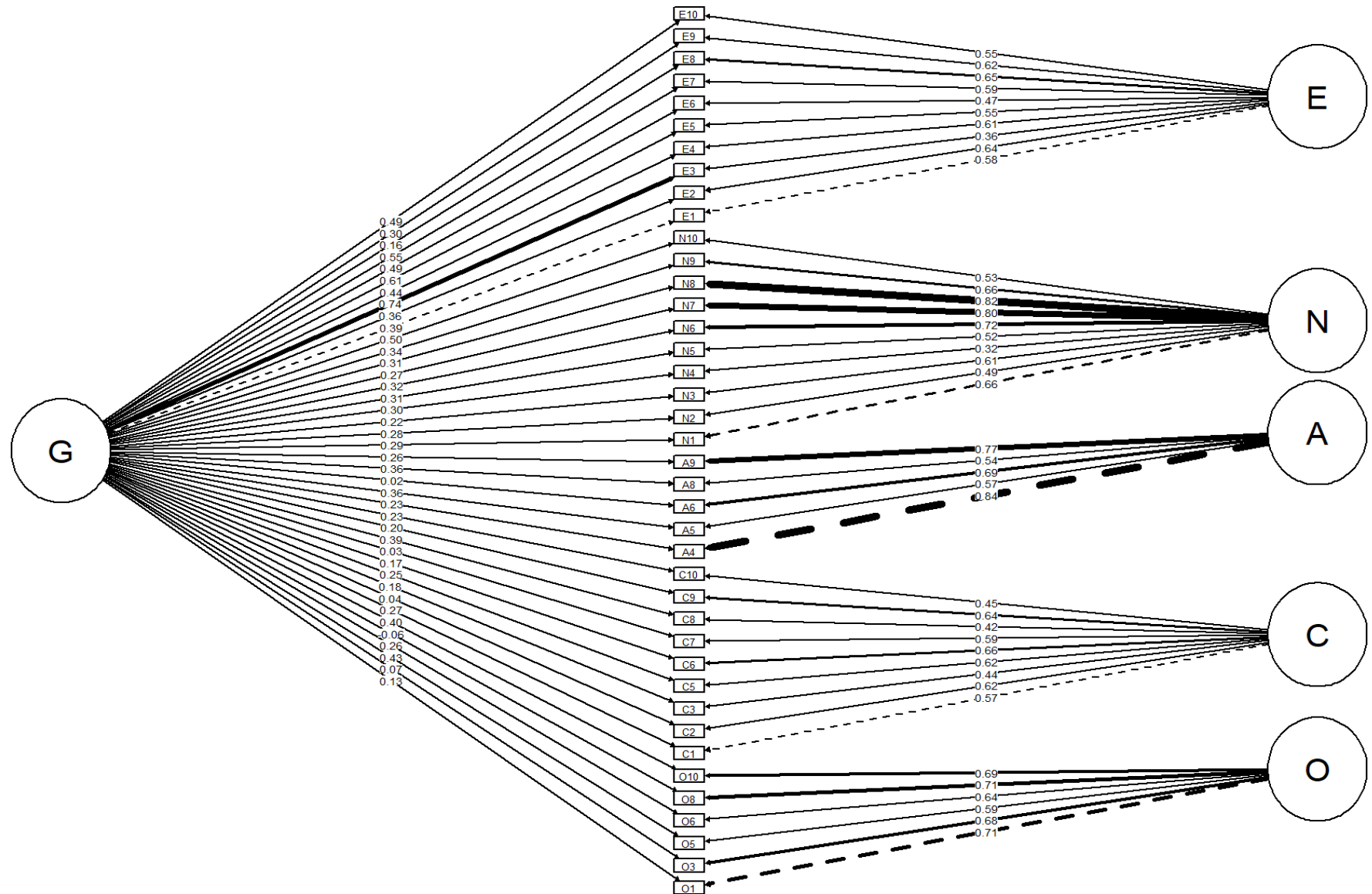
1 2 3 4 5

Anexo 6 - Análisis 1: Frecuencias de cada opción en los ítems señalados recodificados

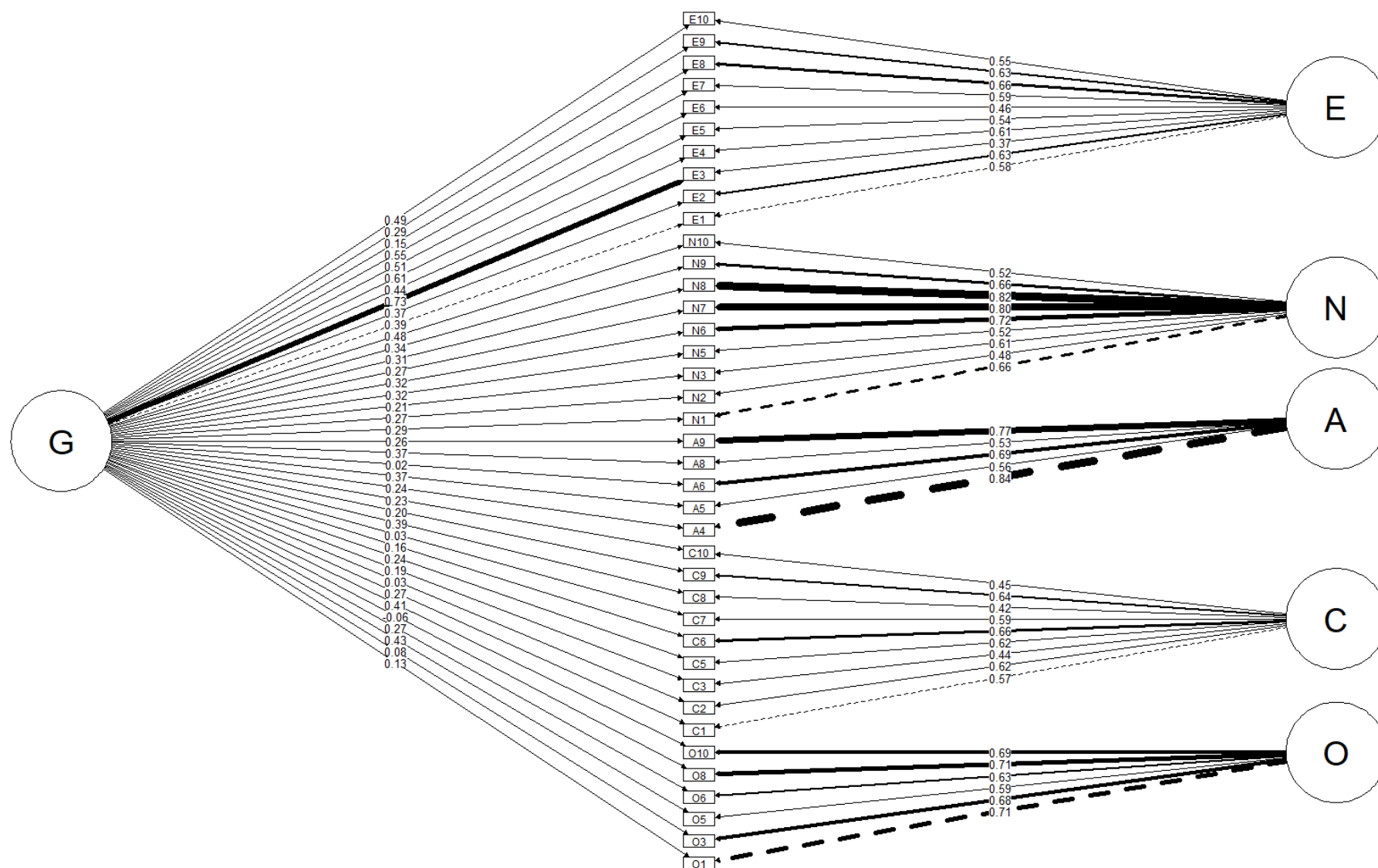
Anexo 7 - Análisis 1: Gráfico de la estructura bifactor de la escala original



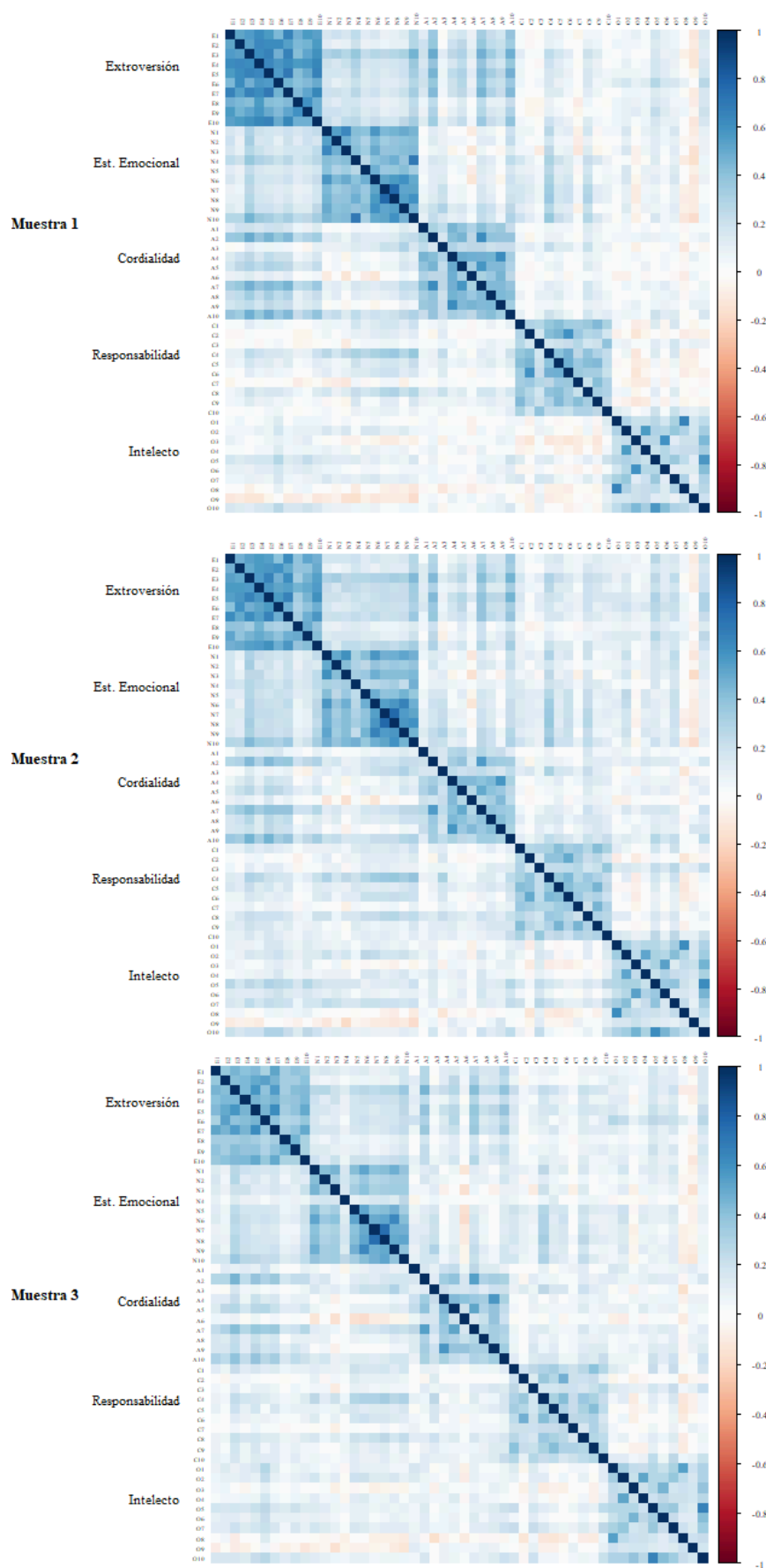
Anexo 8 - Análisis 1: Gráfico de la estructura bifactor de la escala reducida

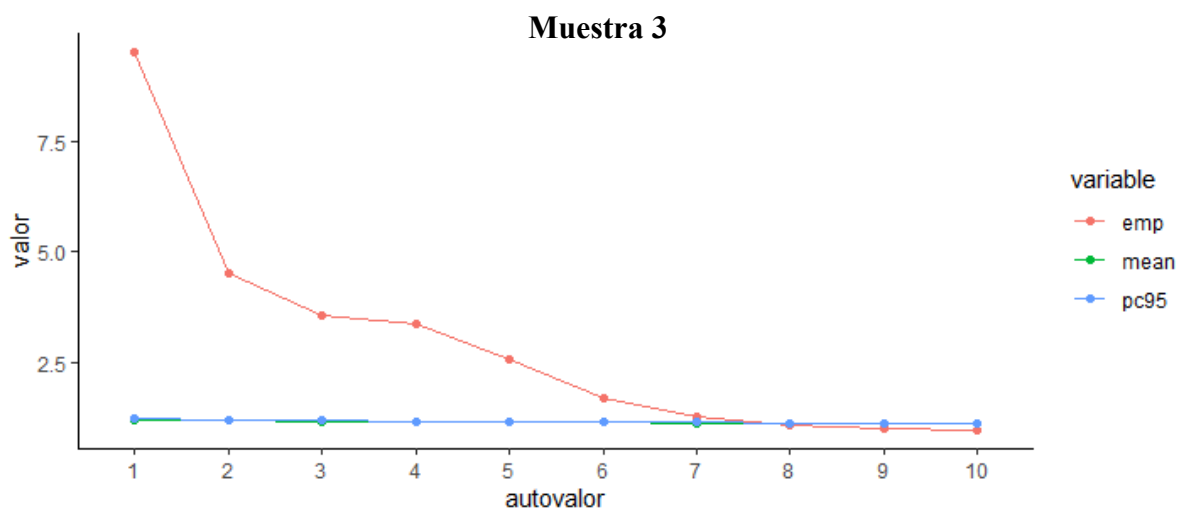
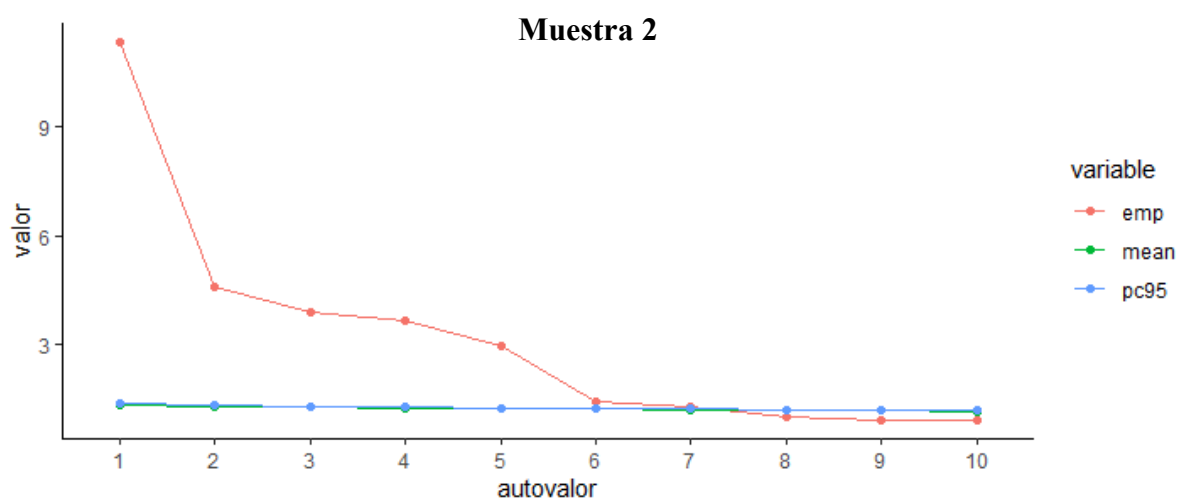
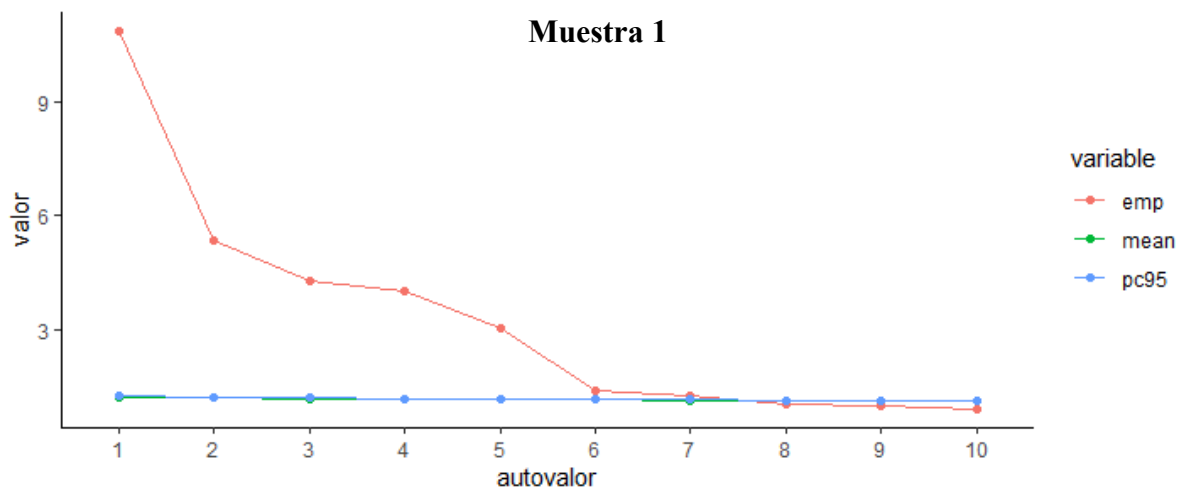


Anexo 9 - Análisis 1: Gráfico de la estructura bifactor de la escala reducida sin el ítem N4



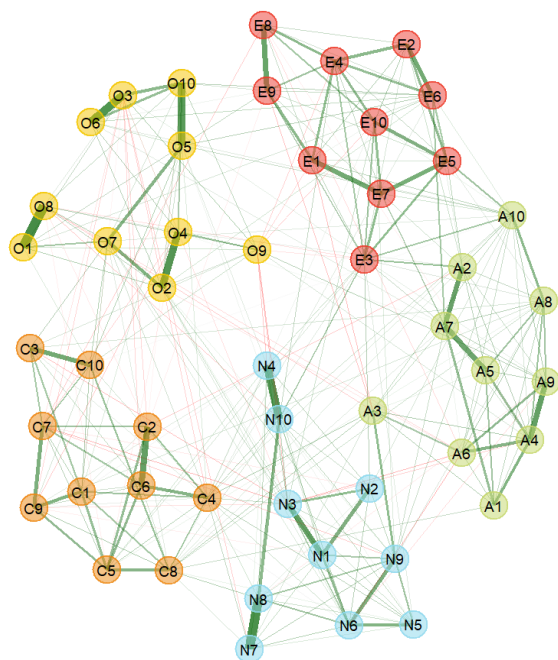
Anexo 10 - Análisis 2: Matrices de correlaciones entre los ítems en las tres muestras



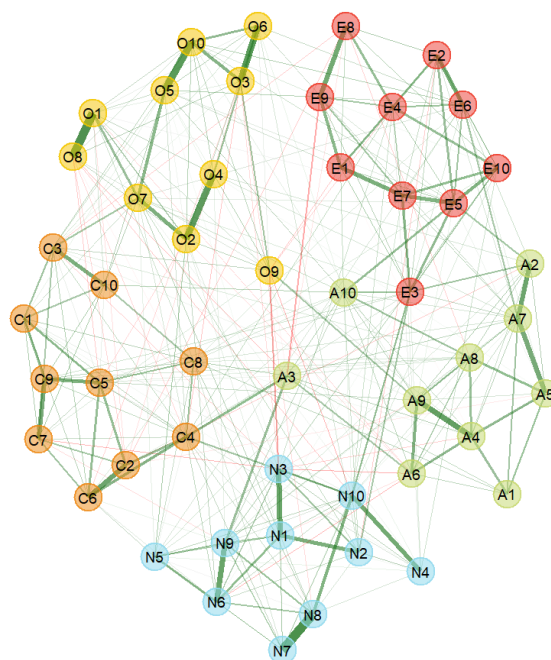
Anexo 11 - Análisis 2: Número de factores a extraer (AP - CP - Policóricas)

Anexo 12 - Análisis 2: Estructura encontrada por redes psicométricas (EGAnet)

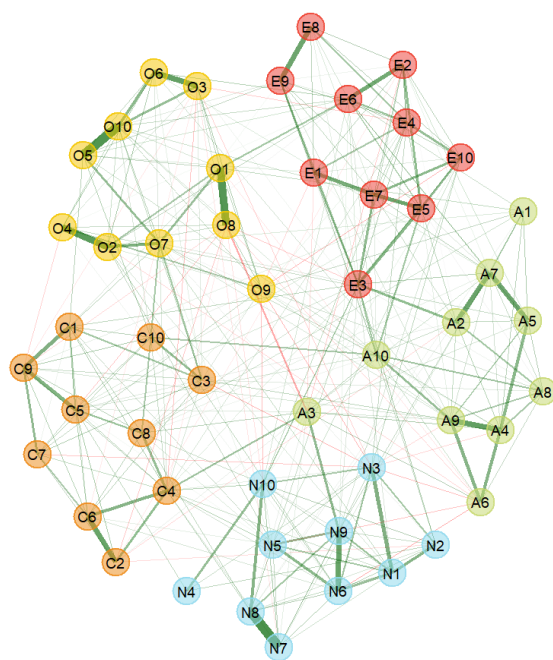
Muestra 1



Muestra 2



Muestra 3

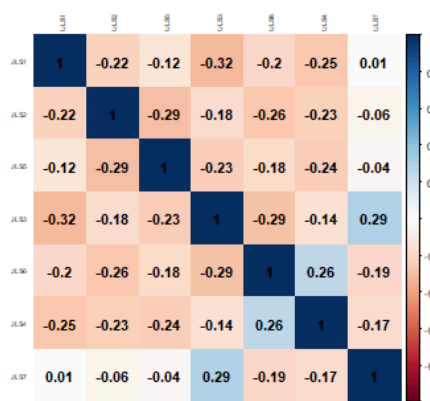


Anexo 13 - Análisis 2: Pesos del AFE y correlaciones entre factores (7F y oblimin)

Muestra 1

0.79	-0.01	-0.04	-0.05	0.05	-0.05	0.08	E1
0.79	-0.11	0.07	0	-0.04	0.04	0.02	E2
0.68	0.21	0.16	0.04	-0.03	-0.05	0.08	E3
0.87	0.01	-0.02	0.04	-0.02	0	-0.04	E4
0.79	-0.01	0.13	0.05	0.02	0.02	0.03	E5
0.65	-0.03	0.11	0.07	0.1	-0.15	-0.04	E6
0.78	0.02	0.09	0	0.02	-0.06	0.01	E7
0.72	-0.01	-0.14	-0.05	0.04	0.01	-0.05	E8
0.74	0.02	-0.1	-0.06	0.11	0.01	0.03	E9
0.8	0.07	0	0.04	-0.04	0.03	-0.08	E10
0.05	0.77	-0.1	-0.07	0.03	0.04	-0.04	N1
0.01	0.68	0	-0.14	0.09	-0.05	0.1	N2
0.11	0.73	-0.17	-0.11	-0.03	0.03	-0.09	N3
0.16	0.61	-0.03	0.06	0	-0.08	0.24	N4
0.03	0.53	0	0.06	0.01	0.06	-0.13	N5
0.01	0.78	-0.07	0.04	0	0.05	-0.09	N6
-0.09	0.74	0.07	0.1	-0.06	0.02	0	N7
-0.09	0.79	0.06	0.09	-0.02	0	0.04	N8
-0.05	0.74	0.19	-0.02	-0.01	-0.02	-0.12	N9
0.19	0.69	0.02	0.07	0.01	-0.1	0.19	N10
0.01	0.01	0.67	0.03	-0.03	0.03	-0.08	A1
0.36	0.05	0.53	-0.04	-0.01	0.04	-0.04	A2
-0.2	0.25	0.46	0.14	-0.04	-0.04	-0.08	A3
-0.06	-0.01	0.86	-0.03	0.01	-0.01	0.02	A4
0.13	-0.02	0.7	0	-0.05	0.02	-0.11	A5
-0.1	-0.08	0.67	-0.06	0.05	-0.13	0.14	A6
0.33	0.05	0.65	0.01	-0.02	0.01	-0.13	A7
0.08	0.07	0.64	0.03	0.01	0	0.11	A8
0.02	-0.1	0.74	0	0.09	0.01	0.05	A9
0.31	0.18	0.38	0.03	0.1	0	0.14	A10
-0.01	0.06	-0.01	0.59	-0.03	0.12	0.21	C1
-0.02	-0.02	-0.1	0.73	0.01	-0.13	-0.19	C2
-0.14	-0.03	0.1	0.41	0.13	0.16	0.17	C3
0.06	0.3	-0.01	0.58	0	0	-0.05	C4
0.08	0.02	0.02	0.69	-0.02	-0.06	0.04	C5
0.04	0.01	-0.06	0.77	-0.02	-0.08	-0.19	C6
-0.04	-0.18	0	0.63	-0.03	0.05	0.17	C7
0	0.19	0.15	0.5	-0.02	0.09	0.04	C8
0.05	-0.1	0.07	0.59	-0.07	0.01	0.2	C9
-0.1	0	0.07	0.43	0.1	0.26	0.23	C10
0.03	0	0	-0.04	-0.02	0.76	0	O1
-0.02	0.15	0.02	0.05	0.33	0.42	-0.3	O2
-0.01	-0.11	0.02	-0.08	0.78	-0.07	-0.02	O3
-0.04	0.07	0.08	-0.02	0.38	0.27	-0.37	O4
0.12	0.1	-0.08	0.09	0.49	0.25	0.23	O5
0.02	0.01	0.03	0.01	0.8	-0.1	-0.08	O6
-0.03	0.17	0.03	0.1	0.14	0.51	0.11	O7
0.03	-0.09	-0.05	-0.08	-0.04	0.79	-0.01	O8
-0.23	-0.16	0.21	0	0.29	0.2	-0.06	O9
0.09	0.04	-0.04	0	0.69	0.15	0.11	O10

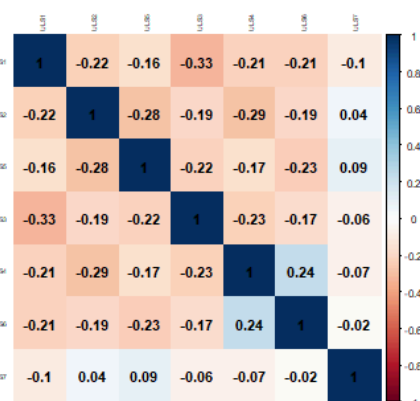
ULS1
ULS2
ULS5
ULS3
ULS6
ULS4
ULS7



Muestra 2

0.75	-0.01	-0.05	0.01	0.06	-0.05	-0.16	E1
0.79	-0.13	0.07	0.01	-0.06	0.04	0.1	E2
0.65	0.22	0.15	0.08	-0.02	0	-0.09	E3
0.81	0.04	-0.06	0.04	0	-0.03	0.09	E4
0.75	0.02	0.17	0.04	0.03	0.07	-0.05	E5
0.64	-0.01	0.1	0.04	0.12	0.06	-0.17	E6
0.75	0.07	0.08	-0.01	0.03	-0.02	-0.08	E7
0.65	-0.06	-0.12	-0.09	0.01	0.01	0.03	E8
0.7	-0.05	-0.14	-0.01	0.13	0.04	-0.12	E9
0.75	0.1	-0.03	0.01	-0.05	0.02	0.09	E10
0.01	0.8	-0.07	-0.04	0.05	0	-0.09	N1
-0.03	0.62	0.07	-0.09	0.12	-0.02	-0.33	N2
0.08	0.74	-0.19	-0.11	0.03	-0.02	-0.06	N3
0.15	0.43	-0.01	0.07	-0.03	-0.03	-0.22	N4
0.04	0.54	0.01	0.09	-0.01	0.11	0.14	N5
0	0.79	-0.03	0.02	-0.02	0.07	0.09	N6
0	0.73	0.06	0.07	-0.05	0.03	0.07	N7
-0.03	0.79	0.04	0.08	-0.05	0.01	0.05	N8
-0.02	0.75	0.14	-0.02	0	0.01	0.15	N9
0.19	0.67	0.04	0.09	-0.01	-0.1	-0.08	N10
0.03	0.04	0.5	-0.02	-0.11	0.12	0.19	A1
0.32	0.09	0.49	-0.08	0.04	0.05	0.06	A2
-0.14	0.26	0.37	0.2	-0.03	-0.09	0.16	A3
-0.07	0	0.84	0.01	0.01	0	-0.01	A4
0.11	0.01	0.64	-0.07	0.02	0	0.17	A5
-0.02	-0.14	0.66	0.01	-0.04	-0.09	-0.11	A6
0.29	0.08	0.59	-0.04	0.1	-0.05	0.19	A7
0	0.1	0.66	0.07	0.03	-0.03	-0.07	A8
0.01	-0.09	0.73	0.03	0.08	0.01	-0.13	A9
0.28	0.16	0.36	0.12	0.12	0	-0.13	A10
0.03	0.02	-0.02	0.63	-0.05	0.16	-0.09	C1
-0.03	0.02	-0.14	0.62	0.05	-0.19	0.17	C2
-0.12	0	0.07	0.48	0.22	0.17	-0.08	C3
0.05	0.32	0	0.55	0.04	-0.09	0.12	C4
0.07	0.01	0.05	0.67	-0.04	-0.09	-0.07	C5
0.04	0.09	-0.1	0.66	0.02	-0.11	0.21	C6
-0.02	-0.16	0.03	0.68	-0.01	0.02	-0.07	C7
0.06	0.16	0.14	0.41	-0.04	0.1	0.11	C8
0.08	-0.09	0.11	0.64	-0.07	0.02	-0.12	C9
-0.01	-0.03	0.08	0.49	0.08	0.24	-0.13	C10
0.04	0.05	-0.04	0	0.01	0.77	0.03	O1
-0.03	0.2	-0.01	0	0.33	0.4	0.24	O2
-0.05	-0.13	0.03	-0.09	0.74	0	-0.02	O3
-0.07	0.1	0.07	-0.04	0.37	0.26	0.29	O4
0.13	0.06	-0.02	0.18	0.56	0.12	-0.18	O5
0.02	0.03	0.02	-0.01	0.79	-0.08	0.11	O6
0.05	0.2	0.04	0.19	0.17	0.41	-0.12	O7
0.03	-0.09	-0.06	-0.08	0	0.71	-0.03	O8
-0.2	-0.21	0.21	0.07	0.25	0.22	-0.03	O9
0.1	0.01	0.01	0.03	0.74	0.09	-0.06	O10

ULS1
ULS2
ULS5
ULS3
ULS4
ULS6
ULS7



Muestra 3

0.65	-0.01	-0.01	-0.03	0.08	-0.08	0.13	E1
0.72	-0.12	0.05	-0.05	-0.01	0.08	-0.08	E2
0.61	0.2	0.19	0.07	0	-0.05	0.11	E3
0.7	0.06	-0.06	0.05	-0.04	0	-0.11	E4
0.72	0	0.13	0.06	0.01	0.05	0.07	E5
0.56	0.01	0.08	0.03	0.11	0.21	-0.18	E6
0.75	0.03	0.05	-0.01	-0.02	0.05	0.09	E7
0.61	-0.06	-0.11	-0.02	0.07	-0.12	-0.03	E8
0.61	-0.04	-0.05	0.01	0.17	-0.12	0.08	E9
0.68	0.09	-0.06	0.02	-0.04	0	-0.1	E10
0.04	0.69	-0.07	-0.02	0.14	-0.09	-0.01	N1
0	0.57	0.05	-0.15	0.15	-0.11	0.22	N2
0.14	0.59	-0.2	-0.07	0.04	-0.12	-0.02	N3
0.05	0.27	-0.01	-0.01	0.02	-0.1	0.22	N4
0.04	0.59	-0.06	0.13	0.04	0.04	-0.05	N5
0.01	0.76	-0.05	0.03	0.06	0	-0.09	N6
-0.05	0.75	0.03	0.05	-0.12	0.11	0.02	N7
-0.04	0.78	0.05	0.07	-0.1	0.12	0.06	N8
-0.01	0.75	0.09	-0.02	0.03	-0.08	-0.09	N9
0.16	0.6	0.01	0.05	-0.05	-0.03	0.08	N10
-0.01	0.09	0.32	0.02	-0.1	0.23	-0.2	A1
0.31	0.09	0.5	-0.06	-0.02	0.09	0.02	A2
-0.16	0.29	0.37	0.2	0.01	-0.16	-0.1	A3
-0.05	-0.01	0.8	-0.02	0.03	-0.04	0.04	A4
0.14	0.04	0.64	0	-0.09	0.1	-0.19	A5
-0.08	-0.18	0.58	-0.01	0.06	-0.19	0.1	A6
0.3	0.11	0.56	0	-0.08	0.11	-0.18	A7
0.03	0.08	0.51	0.01	0.02	0.02	0.07	A8
0.03	-0.09	0.7	0.05	0.16	-0.09	0.07	A9
0.24	0.09	0.38	0.08	0.16	-0.07	0.17	A10
0.06	0.08	-0.05	0.49	0.08	0.16	0.23	C1
-0.03	-0.04	-0.07	0.61	0	-0.16	-0.2	C2
-0.07	-0.05	0.14	0.38	0.2	0.15	0.1	C3
0.04	0.23	-0.02	0.6	0.02	-0.06	-0.12	C4
0.07	0.03	0.03	0.56	0	-0.08	0.18	C5
0.02	0.01	-0.05	0.68	-0.01	-0.08	-0.21	C6
-0.06	-0.13	0.07	0.48	-0.02	0.15	0.09	C7
0.05	0.14	0.1	0.45	0.01	0.02	-0.02	C8
0.05	-0.04	0.04	0.62	-0.05	0.04	0.24	C9
0	0.01	0.09	0.39	0.18	0.16	0.2	C10
0.06	0.05	-0.04	0	0.17	0.65	0	O1
-0.01	0.16	-0.02	0.04	0.45	0.24	-0.32	O2
-0.07	-0.11	0.07	-0.11	0.61	0.04	-0.05	O3
-0.05	0.09	0.08	-0.04	0.4	0.18	-0.34	O4
0.1	0.02	-0.02	0.09	0.65	0.08	0.16	O5
0.03	0.02	0.07	-0.01	0.68	-0.05	-0.16	O6
0.02	0.11	0.05	0.16	0.41	0.24	0.06	O7
0.01	-0.08	-0.14	-0.13	0.14	0.62	0.01	O8
-0.22	-0.13	0.21	0.01	0.21	0.31	-0.04	O9
0.08	0.01	0.01	0.01	0.74	0.08	0.1	O10

Anexo 14 - Análisis 2: Pesos de la red del AGE (5F)

Muestra 1

0.36	0.01	0	0	-0.01	E4
0.31	0	0.06	0	0	E5
0.29	0	0.05	0	0	E7
0.28	0.01	0	0	-0.01	E10
0.27	0	0.01	0	0	E2
0.26	0	-0.01	0	0.02	E9
0.25	0	0.03	0	-0.01	E1
0.22	0	-0.01	-0.01	0	E8
0.22	0.08	0.1	0.01	-0.01	E3
0.2	0	0.04	0	0.06	E6
0	0.34	0	0.03	0	N8
0	0.33	0	0	0.01	N1
0	0.33	-0.03	0.01	0.01	N6
0.05	0.29	0.01	0.03	-0.03	N10
0.01	0.26	-0.03	-0.05	-0.03	N3
0	0.26	0.01	0.02	-0.01	N7
0	0.24	0.08	-0.01	0	N9
0.01	0.22	0	0.02	0.01	N4
0.02	0.19	0.01	0	0	N2
0	0.15	0	0.02	0.01	N5
0	-0.01	0.41	0	0.01	A4
0.07	0.01	0.32	0	0	A7
0	-0.01	0.3	0	0.02	A9
0	0	0.27	0	0	A5
0.01	0	0.25	0.02	0	A8
0	0	0.23	0.01	0	A1
0	-0.04	0.22	0	-0.01	A6
0.07	0	0.2	-0.01	0	A2
0.1	0.02	0.13	0.01	0.02	A10
-0.03	0.05	0.11	0.05	-0.01	A3
0	0	0	0.33	-0.01	C6
0	0.01	0	0.31	0	C5
0	0	0	0.28	0.01	C1
-0.01	-0.03	0	0.27	-0.01	C7
0	0	-0.01	0.26	-0.01	C2
0	-0.01	0	0.25	-0.01	C9
0	0.09	0.03	0.23	0.02	C4
0	0	0	0.22	0.06	C10
0	0.03	0.05	0.21	0	C8
0	-0.02	0	0.18	0.03	C3
0.02	0	0	0	0.34	O10
0.01	0.03	0	0	0.31	O2
0	0	0	0	0.29	O1
0	-0.01	0	-0.03	0.28	O3
0	-0.01	-0.01	0	0.27	O8
0.01	0	0.01	0	0.27	O6
0	0	0	-0.02	0.26	O4
0.03	0	0.01	0.03	0.24	O5
0	0.02	0	0.07	0.19	O7
-0.02	-0.04	0.03	0.02	0.12	O9
1	2	3	4	5	

Muestra 2

0.32	0	0.08	0	0.02	E5
0.31	0.02	0	0.01	-0.01	E4
0.3	0.01	0.02	0	0	E7
0.27	-0.01	0.01	0	0	E2
0.25	0.02	0	0	0	E10
0.25	0	0.01	0	0.02	E1
0.25	0	-0.03	0	0.03	E9
0.22	0.08	0.09	0.02	0	E3
0.22	0.01	0.04	0	0.04	E6
0.2	0	-0.01	-0.02	0	E8
0	0.35	0	0.03	0	N8
0	0.33	0	0.01	0.02	N1
0	0.31	-0.02	0.02	0.01	N6
0	0.27	0	0.02	0	N7
0.06	0.27	0.01	0.03	-0.03	N10
0	0.26	0.08	0	0	N9
0.01	0.25	-0.03	-0.03	0.04	N3
0.04	0.16	0.01	0	0.02	N2
0.01	0.15	0	0.03	0.03	N5
0.01	0.14	0	0	0	N4
0	-0.01	0.39	0	0	A4
0.07	0.01	0.31	0.01	0.02	A7
0	0	0.29	0.01	0.03	A9
0	0	0.27	0	0	A5
-0.01	0.01	0.26	0.02	0	A8
0	-0.05	0.23	0	-0.01	A6
0.07	0	0.18	-0.01	0.01	A2
0	0	0.15	0.02	0	A1
0.1	0.02	0.12	0.04	0.03	A10
-0.03	0.04	0.11	0.07	-0.02	A3
0.01	0	0.01	0.3	-0.01	C5
0	0.02	0	0.3	-0.01	C6
0.01	0	0.02	0.28	0	C9
0	-0.02	0	0.27	0	C7
0	0	0	0.27	0.01	C1
-0.01	0	-0.01	0.23	-0.01	C2
0.02	0.08	0.06	0.23	0.03	C4
0	0	0.02	0.2	0.05	C10
-0.01	-0.01	0	0.18	0.08	C3
0.01	0.03	0.05	0.15	0.01	C8
0.03	0	0	0.02	0.35	O10
0	0.05	0	0	0.3	O2
0	0	-0.01	0.02	0.3	O1
0	-0.01	0	-0.02	0.26	O3
0.01	0.01	0.02	0.01	0.26	O6
0.03	0	0.02	0.04	0.24	O5
0	-0.01	-0.02	-0.02	0.22	O8
0	0	0.01	0	0.22	O4
0.01	0.03	0.01	0.08	0.18	O7
-0.02	-0.05	0.03	0.02	0.09	O9
1	2	3	4	5	

Muestra 3

0.32	0	0.03	0	0	E7
0.31	0	0.06	0.01	0.01	E5
0.27	0	0.02	0	0	E2
0.27	0.03	0	0.01	-0.01	E4
0.23	0	0.01	0	0.02	E9
0.23	0.03	0	0	-0.02	E10
0.22	0.08	0.11	0.03	0.01	E3
0.22	0	0.03	0	0.01	E1
0.21	0	0	0	0	E8
0.2	0.01	0.06	0	0.09	E6
0	0.35	0	0.03	0	N8
0	0.34	-0.03	0.01	0.02	N6
0	0.3	0	0.01	0.02	N1
0	0.29	0.01	0.01	0	N7
0.01	0.27	0.07	0	0	N9
0.05	0.23	0	0.03	-0.02	N10
0.03	0.21	-0.03	-0.04	-0.03	N3
0.01	0.19	-0.01	0.04	0.02	N5
0.03	0.17	0.01	0	0	N2
0	0.08	0	0.02	0	N4
0	-0.01	0.38	0	0	A4
0.01	-0.01	0.33	0.02	0.02	A9
0.08	0.02	0.29	0	0	A7
0.02	0	0.28	0	0.01	A5
0.08	0	0.21	0.01	0	A2
0	0	0.18	0	0.01	A8
0	-0.06	0.18	0	-0.01	A6
0.1	0.01	0.14	0.04	0.02	A10
-0.01	0.06	0.09	0.06	-0.03	A3
0.01	0	0.08	0.01	0.03	A1
0	0	0.01	0.32	-0.01	C9
0	0.01	0	0.31	0	C6
0.01	0.08	0.04	0.26	-0.02	C4
0.01	0.02	0.01	0.26	-0.01	C5
0.01	0.01	0	0.22	0.04	C1
0	0	0.01	0.21	-0.01	C2
0.01	0.03	0.03	0.18	0	C8
0	0	0.03	0.18	0.06	C10
0	-0.01	0	0.18	0.01	C7
0	-0.02	0.02	0.16	0.05	C3
0.02	0	0	0.02	0.35	O10
0.01	0.04	0.01	0	0.29	O2
0.03	0	0.02	0.01	0.28	O1
0.02	0	0.01	0	0.26	O6
0.02	0	0.01	0.04	0.25	O5
0	0	0.01	-0.01	0.23	O4
-0.01	-0.01	0	-0.02	0.23	O3
-0.01	0	-0.04	-0.03	0.21	O8
0	0.02	0.02	0.09	0.18	O7
-0.03	-0.04	0.03	0.02	0.11	O9
1	2	3	4	5	