



Universidad Nacional de Educación a Distancia
Facultad de Psicología

**EVALUANDO LA MOTIVACIÓN PROSOCIAL EN ADULTOS DESDE
LA TEORÍA DE LA AUTODETERMINACIÓN: ADAPTACIÓN
ESPAÑOLA Y ESTUDIO PSICOMÉTRICO DEL CUESTIONARIO DE
AUTORREGULACIÓN PROSOCIAL (SRQ-P) PARA ADULTOS**

**MEASURING PROSOCIAL MOTIVATION IN ADULTS THROUGH
SELF-DETERMINATION THEORY: SPANISH ADAPTATION AND
PSYCHOMETRIC STUDY OF THE PROSOCIAL SELF-REGULATION
QUESTIONNAIRE (SRQ-P) FOR ADULTS**

Sandra Merino Verona

Tutor: Pedro Rodríguez-Miñón Cifuentes

Máster en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y de la Salud

Curso 2022/2023

Resumen

El objetivo del presente estudio consistió en traducir, adaptar y examinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Autorregulación Prosocial (SRQ-P) para adultos. La muestra se compuso de 238 sujetos que completaron correctamente los cuestionarios, distribuidos telemáticamente en redes sociales. Los resultados del análisis factorial exploratorio sugirieron la posibilidad de considerar una estructura de tres factores ligeramente distinta a la del cuestionario original, con dos factores que agrupan motivos autónomos y controlados y un tercero, para simpatía. El análisis factorial confirmatorio corroboró que dicha estructura constituye el modelo que mejor se ajusta a los datos. Todos los factores mostraron índices de fiabilidad adecuados. Se encontraron correlaciones significativas entre los motivos autónomos y medidas complementarias de empatía, lo que apoya su validez de constructo. Se concluye que esta versión española para adultos posee propiedades psicométricas adecuadas y se proponen pautas para futuros trabajos.

Abstract

The aim of the present study was to translate, adapt and examine the psychometric properties of the Prosocial Self-Regulation Questionnaire (SRQ-P) for adults. The sample was made up of 238 subjects who correctly fulfilled the questionnaires, distributed electronically on social networks. The results of the exploratory factor analysis suggested the possibility of considering a three-factor structure slightly different from that of the original questionnaire, with two factors that cluster autonomous and controlled motives and a third one, for sympathy. Confirmatory factor analysis confirmed that this structure constitutes the model that best fits the data. All factors showed adequate reliability indices. Significant correlations were found between autonomous motives and complementary measures of empathy, which supports its construct validity. It is concluded that this Spanish version for adults shows adequate psychometric properties and guidelines are proposed for future research.

Índice de contenidos

Introducción	1
Teorías de la motivación	1
Medida de la motivación	2
Motivación prosocial	3
Medida de la motivación prosocial	4
<i>Prosocial self-regulation questionnaire</i>	5
Relación de los motivos prosociales con otras variables	6
Objetivos del estudio e hipótesis	8
Método	9
Participantes	9
Instrumentos	11
Procedimiento	13
Resultados	22
Exploración descriptiva	22
Validez basada en la estructura interna	24
Fiabilidad del cuestionario	35
Otras fuentes de validez	38
Conclusiones y discusión	40
Referencias	46

Tablas y figuras

Figura 1. <i>Continuo de la autodeterminación</i>	3
Figura 2. <i>Gráfico de sedimentación</i>	25
Figura 3. <i>Path diagram</i>	33
Tabla 1. <i>Distribución sociodemográfica de la muestra</i>	10
Tabla 2. <i>Resúmenes descriptivos de los ítems</i>	23
Tabla 3. <i>AFE: Varianza total explicada modelo 5F</i>	26
Tabla 4. <i>AFE: Comunalidades</i>	27
Tabla 5. <i>AFE: Varianza total explicada modelo 3F</i>	28
Tabla 6. <i>AFE: Matriz de estructura y configuración</i>	29
Tabla 7. <i>AFE: Matriz de correlaciones factorial</i>	31
Tabla 8. <i>AFC: Índices de bondad de ajuste</i>	32
Tabla 9. <i>Índices de fiabilidad de las escalas</i>	36
Tabla 10. <i>Análisis de fiabilidad de cada escala</i>	37
Tabla 11. <i>Descriptivos de las escalas</i>	38
Tabla 12. <i>Correlaciones con las escalas de empatía</i>	39
Tabla 13. <i>Correlaciones con ítems generales</i>	40

Anexos

Anexo A. Traducción del cuestionario original.

Anexo B. Primera versión del cuestionario adaptado.

Anexo C. SRQ-P-SP

Anexo D. Ítems generales.

Anexo E. Medida de Empatía.

Anexo F. Tablas de Frecuencia.

Anexo G. AFE.

Tabla G.1. *Matriz de correlaciones.*

Tabla G.2. *AFE mediante el software estadístico Jamovi 1.6.*

Figura G.1. *Gráfico de sedimentación (método paralelo)*

Anexo H. Diagramas de flujo de los modelos.

Figura H.1. *Modelo de un factor.*

Figura H.2. *Modelo original.*

Figura H.3. *Modelo AFE.*

Introducción

La motivación ha sido durante mucho tiempo un tema fundamental tanto en la psicología básica y aplicada, como en los estudios organizacionales. Dado que se refiere a los procesos psicológicos que dirigen, dinamizan y sostienen la acción (Latham y Pinder, 2005) o, en otras palabras, a “un deseo interior de hacer un esfuerzo” (Dowling y Sayles, 1971. p. 16), comprender la motivación es clave para explicar los comportamientos individuales y organizacionales (Grant, 2008).

Teorías de la motivación

Los académicos de la psicología han identificado diferentes fuentes de tal deseo de hacer un esfuerzo y han propuesto diferentes modelos para analizar los procesos motivacionales (p. ej., Herzberg, 1966; Porter y Lawler, 1968). Entre todas las teorías de la motivación existentes, la conceptualización multidimensional de la motivación a partir de la teoría de la autodeterminación (SDT; Gagné y Deci, 2005) ha demostrado ser especialmente útil para considerar los múltiples orígenes de la regulación del comportamiento (por ejemplo, Ryan et al., 2021). La SDT se basa en la distinción central entre la motivación autónoma (hacer algo por placer o significado) y la motivación controlada (hacer algo por involucramiento del ego o para obtener una recompensa). En ese sentido, cuando las personas se involucran en una actividad determinada debido a su interés inherente, la SDT argumenta que lo están haciendo de manera totalmente voluntaria. Por el contrario, comportarse de forma controlada implicaría actuar con una sensación de presión u obligación de llevar a cabo dichas acciones.

Precisamente, los últimos 40 años de investigación organizacional en el marco de la SDT (por ejemplo, Grant, 2008; Ryan y Deci, 2017) muestran que las motivaciones de tipo autónomo producen un mejor desempeño, bienestar y retención que los tipos controlados de motivación, y que la satisfacción de las necesidades de competencia, autonomía y relación promueven la motivación laboral autónoma (Van den Broeck et al., 2016), lo que hace de esta teoría un marco apropiado para estudiar la motivación en el campo organizacional. Dentro de este contexto, los estudiosos del comportamiento organizacional se han centrado principalmente en los procesos de trabajo en equipo, para los cuales la SDT permite desentrañar la motivación del equipo (por qué actúa un equipo o la fuente de su energía para

la acción) de otros procesos del equipo (por ejemplo, coordinación), desarrollando así modelos dinámicos para investigar cómo la motivación del equipo emerge de las interacciones entre los miembros de este, afectando y, a su vez, siendo afectados por otros procesos (e.g., Rico et al., 2017).

Medida de la motivación

Al estudiar el impacto de la motivación en el comportamiento individual y organizacional, medir la motivación y sus principales fuentes a través de escalas validadas es de vital importancia, dado que las razones que impulsan las acciones de los individuos no pueden ser observadas directamente. Aparte de la evidencia observable de si un determinado individuo (o un equipo) está mostrando o no determinados comportamientos, nunca sabremos las razones que le han llevado a comportarse de esa forma, a menos que nos lo diga.

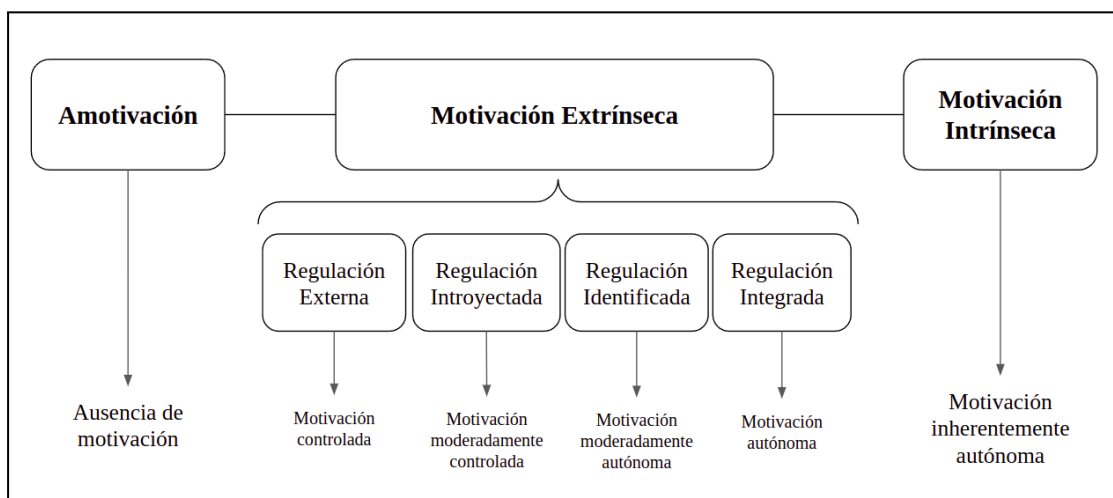
Es importante destacar que, de acuerdo con los postulados de la SDT de que las motivaciones autónomas y controladas difieren en términos tanto de sus procesos regulatorios subyacentes como de las experiencias que las acompañan, se puede argumentar que los comportamientos son susceptibles de ser caracterizados en términos del grado en que son autónomos o controlados (Gagné y Deci, 2005). Podemos resumir completamente la categorización de la motivación desde la SDT como un continuo de la autodeterminación, tal y como se refleja en la Figura 1, que va desde la amotivación, siendo esta una falta total de autodeterminación, hasta la motivación intrínseca, que es invariablemente autodeterminada. Entre ambos extremos, podemos distinguir cuatro tipos de motivación extrínseca: regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada y regulación integrada, en orden de menor a mayor internalización (Ryan y Deci, 2000). La regulación externa sería el tipo de motivación extrínseca más controlado (y por tanto el menos autodeterminado); la introyección se refiere a adoptar una regulación pero no aceptarla como propia; la identificación se refiere a aceptar el valor de la actividad como personalmente importante, y la integración se refiere a integrar esa identificación con otros aspectos de uno mismo.

Basándonos en este marco teórico, la motivación intrínseca y cada tipo de motivación extrínseca se verían reflejadas en diferentes razones para comportarse, y estas razones proporcionan un medio para evaluar diferentes tipos de motivación (Ryan y Connell, 1989). En este sentido, el enfoque de Ryan y Connell (1989) ha producido toda una familia de cuestionarios que implican preguntar a los participantes por qué realizarían determinadas conductas que son relevantes para la situación que se investiga. Los *Cuestionarios de*

Autorregulación introducidos por estos autores evalúan diferencias individuales específicas en los tipos de motivación o regulación. Cada cuestionario pregunta por qué el encuestado realiza o realizaría una conducta (o clase de conductas) y luego proporciona varias razones posibles que han sido preseleccionadas para representar los diferentes estilos de regulación (desde la regulación externa a la autónoma).

Figura 1

Continuo de la autodeterminación desde la amotivación hasta la motivación intrínseca (Gagné y Deci, 2005)



Nota. En la figura se distinguen los distintos tipos de motivación, desde la amotivación hasta la motivación intrínseca, la cual es invariablemente autodeterminada, especificando los cuatro tipos de motivación extrínseca. Adaptado de “Self-determination theory and work motivation” (p. 336), por M. Gagné y E. L. Deci, 2005. *Journal of Organizational Behavior*, 26(4), 331-362.

Motivación prosocial

No obstante, el presente estudio pretende dirigir su atención hacia un tipo concreto de motivación, a saber, la motivación prosocial, definida como el deseo de proteger y promover el bienestar de los demás (Batson, 1987; Grant y Berg, 2012). Así como la motivación intrínseca, la motivación prosocial se ha conceptualizado tanto en términos de rasgo como de estado. Como una diferencia individual relativamente duradera, la motivación prosocial se refleja en el rasgo de personalidad de amabilidad, disposiciones hacia la empatía y la ayuda, y valores de preocupación por los demás (Grant, 2008).

En el campo del comportamiento organizacional, el impacto de la motivación prosocial en los procesos a nivel de equipo se ha descuidado durante mucho tiempo. Sin embargo, más recientemente, los investigadores de la motivación han enfatizado el hecho de

que las personas pueden estar motivadas para trabajar por diferentes razones, y que muchos individuos se involucran en su trabajo no solo por el progreso personal, sino, lo que es más importante, por la oportunidad de tener un impacto positivo en la vida de los demás (Batson, 1987; Grant, 2008). En este sentido, la motivación prosocial destaca el aspecto social del trabajo al enfatizar las preocupaciones de los individuos acerca de cómo sus acciones pueden afectar el bienestar de otros (Batson, 1998; Grant, 2008). Varios estudios han apoyado hasta la fecha la importancia de la motivación prosocial individual en la mejora del desempeño individual. Además, ampliando esta línea de investigación, estudios recientes (e.g., Grant, 2008; Grant y Sumanth, 2009; Hu y Liden, 2015) han demostrado que la motivación prosocial también opera a nivel de equipo constituyendo un factor positivo para la eficacia del mismo.

Enmarcando la motivación prosocial dentro de los postulados de la SDT, la idea de que la motivación por hacer cosas por los demás es, a menudo, altamente autónoma, se refleja en un creciente cuerpo de investigación desde la SDT sobre ayuda, comportamientos prosociales y benevolencia (e.g., Weinstein y Ryan, 2010). Al resumir tal evidencia empírica, Ryan y Deci (2017) argumentaron que las personas a menudo encuentran satisfechas sus tres necesidades psicológicas básicas (autonomía, competencia y relación) mediante las acciones prosociales. Por el contrario, el comportamiento antisocial y malévolo estaría sustentado, principalmente, por motivaciones controladas (Ryan et al., 2021).

Medida de la Motivación Prosocial

Volviendo sobre el hecho de que medir la motivación es vital para investigar su posible impacto en variables de interés para el ámbito organizacional como el desempeño o el compromiso, el *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P) de Ryan y Connell (1989) evalúa las razones por las que los niños, en los últimos años de la escuela primaria y secundaria, se involucran en diversos comportamientos prosociales. Se trata, por tanto, de un instrumento que ofrece una medida de motivación prosocial y que permite evaluar los diferentes estilos de regulación que impulsan comportamientos de carácter prosocial.

En cuanto a la motivación prosocial de los adultos, varios estudios de comportamiento organizacional sobre procesos a nivel de equipo han utilizado versiones adaptadas del instrumento de Ryan y Connell (1989), ajustando los ítems seleccionados al contexto específico de estudio (e.g., Grant, 2008; Grant y Sumanth, 2009). Algunos, incluso han usado dichas versiones adaptadas para derivar una medida empírica de la motivación prosocial

colectiva, cambiando la redacción de "yo/mi" a "nosotros/nuestro" para reflejar las creencias prosociales compartidas por los miembros del equipo y agregando las respuestas individuales de los miembros del equipo a nivel grupal respaldados por un acuerdo entre evaluadores y valores de correlación intraclase (ICC) adecuados (e.g., Babič et al., 2019; Hu y Liden, 2015).

Sin embargo, hasta el momento no se ha desarrollado ni validado un cuestionario para evaluar la motivación prosocial como una diferencia individual relativamente estable en adultos, como se ha hecho con niños (SRQ-P; Ryan y Connell, 1989). Además, los instrumentos existentes para evaluar motivación dentro del marco de la SDT se han desarrollado y validado en el contexto de habla inglesa, limitando así su administración a muestras de población española. Es con el objetivo de superar estas limitaciones y ampliar los instrumentos existentes para medir la motivación prosocial y los distintos estilos de regulación subyacentes, que este trabajo busca desarrollar y validar una medida de motivación prosocial en adultos a través de la teoría de la autodeterminación, adaptando el *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P) para adultos en español.

Prosocial self-regulation questionnaire (SRQ-P)

El *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P) fue desarrollado por Ryan y Connell (1989) con el objetivo de evaluar las razones por las cuales los niños en los últimos años de la escuela primaria y secundaria se involucran en diferentes comportamientos prosociales. Estos autores consideraron que la conducta prosocial podría estar motivada por una variedad de procesos que van desde egoístas a altruistas y desde exógenos a endógenos. Enmarcando este constructo dentro de la SDT, Ryan y Connell (1989) sugieren que un individuo puede tener razones para actuar prosocialmente que pueden interpretarse como externas, introyectadas, o como resultado de identificaciones.

En su cuestionario inicial, los autores seleccionaron cuatro comportamientos prosociales, elegidos porque estaban equilibrados para actos positivos y negativos, que encajaban ampliamente en el dominio del comportamiento prosocial y eran comprensibles para los niños de 9 a 12 años (Ryan y Connell, 1989). Se preguntó a los sujetos por qué (a) mantendrían una promesa a un amigo, (b) intentarían ser amables con los demás, (c) no pegarían a alguien cuando estuvieran enfadados y (d) no se burlarían de otro niño que comete un error.

Para cada uno de estos cuatro comportamientos prosociales se presentaban distintas razones posibles: "porque me metería en problemas si (no) lo hiciera" (regulación externa), "porque me sentiría mal conmigo mismo si (no) lo hiciera"/ "porque los demás no aprobarían que (no) lo hiciera" (regulación introyectada) y "porque creo que es importante..." (regulación identificada). No se incluyeron razones que reflejaran una regulación integrada ni inherentemente autónoma en el cuestionario de motivación prosocial, porque la motivación prosocial no se caracteriza como un estado de pura motivación intrínseca, sino como un estado de regulación introyectada o identificada, resultado de la internalización de valores y normas sociales (Grant, 2008).

Ryan y Connell (1989) administraron dicho cuestionario inicial, con 25 ítems, a 114 estudiantes de cuarto a sexto grado en una escuela de Rochester. Como resultado, de los 25 ítems, los autores seleccionaron 20 ítems que ejemplificaban mejor el patrón esperado, dando como resultado el *Prosocial self-regulation questionnaire* definitivo y validado.

Las respuestas para este cuestionario (SRQ-P) se presentan en una escala tipo Likert de 4 puntos (en lugar de la escala de 7 puntos que los autores emplearon en otras escalas de motivación para adultos), de manera que la escala se califica de la siguiente manera: "Muy verdadera" se califica como 4; "Más o menos verdadero" se califica con 3; "No muy cierto" se califica con 2; y "Nada cierto" se puntúa con 1. Así, una puntuación más alta indicará un mayor nivel de respaldo a ese determinado estilo normativo (externo, introyectado o identificado). El SRQ-P utiliza tres subescalas: regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada. Los coeficientes de alfa de Cronbach de subescala para los tres factores oscilaron entre .62 y .65 para el externo (E); .69 a .82 para el introyectado (IJ); y entre .67 y .86 para el estilo identificado (ID).

Relación de los motivos prosociales con otras variables

A pesar de la evidencia existente de que los empleados pueden estar motivados por el objetivo de marcar una diferencia positiva en la vida de otras personas, la literatura organizacional guarda relativamente silencio sobre las fuentes de esta motivación. La investigación existente sugiere que ciertas predisposiciones pueden moldear las motivaciones de los empleados para marcar una diferencia prosocial. Así, aquellos empleados que ven su trabajo como una vocación quieren concentrar sus esfuerzos en hacer del mundo un lugar mejor, mientras que los empleados con otras orientaciones hacia el trabajo no suelen hacerlo (Wrzesniewski et al., 1997). Así mismo, aquellos empleados con valores altruistas presentan

mayor preocupación por marcar una diferencia positiva en la vida de los demás que los empleados con valores egoístas. Estos hallazgos sugieren relaciones entre rasgos y valores que podrían determinar la motivación prosocial de los individuos.

Una vez definida una estructura ordenada para los distintos tipos de motivación que subyacen a los actos prosociales, nuestro siguiente esfuerzo se centra en analizar cómo estas fuentes de motivación se relacionan con otras variables relevantes para el dominio prosocial. En este sentido, al proponer que los actos prosociales pueden ser regulados o iniciados por motivos bastante diferentes que varían en términos de la fuente de motivación (externa vs interna), y siguiendo a Grant (2007), cabe esperar que las condiciones que respaldan dichos motivos difieran.

Empatía: basándonos en los estudios complementarios realizados por Ryan y Connell (1989) para la validación de sus cuestionarios, cabe pensar que cuanto más autónomos sean los motivos para la acción prosocial, más correlacionados estarán estos con la empatía de los sujetos. Adicionalmente, como se refleja en la introducción del presente trabajo, Grant (2008) encontró que entendiendo la motivación prosocial autónoma como diferencia individual, esta se refleja entre otras en disposiciones hacia la empatía. En definitiva, hasta la fecha, diversos estudios (e.g., Carlo et al., 1998; Estrada, 1995) han dado cuenta de los vínculos entre la empatía y el comportamiento prosocial, tanto con adultos como con niños y adolescentes. Apoyándonos en esta relación entre motivación prosocial autónoma y empatía, y a fin de obtener evidencia sobre el grado de validez convergente de la adaptación del SRQ-P, se incluirá una medida de empatía en el presente estudio. En este sentido se espera observar una correlación positiva y estadísticamente significativa entre las escalas que representan categorías internalizadas de motivación prosocial (i.e., introyectada e identificada) y el nivel de empatía de los sujetos.

Razonamiento moral: una segunda dimensión de gran relevancia para el dominio prosocial es la del razonamiento moral, también utilizada por Ryan y Connell (1989) en la validación de su cuestionario original (SRQ-P). En este sentido, siguiendo a Ryan y Connell, se espera que un estilo de regulación o de motivación más internalizado para los actos prosociales estará asociado con el desarrollo de formas más maduras de razonamiento moral que sustenten tales valores. Además, en su forma más general, las teorías del razonamiento moral sugieren que los juicios progresan de simples modelos heterónomos (basados en la autoridad externa) a modelos más autónomos de principios prescriptivos (Kohlberg y Kramer, 1969).

Basándonos en esta relación entre motivación prosocial autónoma y formas más maduras de razonamiento moral, y a fin de obtener evidencia sobre el grado de validez de la adaptación del *Prosocial self-regulation questionnaire*, en este estudio se podría incluir de manera complementaria una medida de razonamiento moral.

Objetivos del estudio e hipótesis

Como ya se ha establecido anteriormente, dada la falta de instrumentos existentes para medir la motivación prosocial en adultos en español, el objetivo principal de este trabajo es desarrollar y analizar la calidad psicométrica de una medida de la motivación prosocial en adultos a través de la teoría de la autodeterminación, traduciendo el *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P) al español y adaptando su redacción para adultos.

Con este fin, la versión adaptada del cuestionario se distribuirá telemáticamente a través de redes sociales, con el objetivo de llegar a una muestra lo más numerosa posible de adultos de entre 18 y 67 años. Con el mismo objetivo también pediremos a los participantes que completen medidas complementarias de variables relacionadas con este constructo para analizar posteriormente la validez del cuestionario adaptado. Más concretamente, los objetivos de este trabajo en relación con el nuevo cuestionario de autorregulación prosocial son:

1. En primer lugar, obtener evidencia sobre la adecuación del cuestionario adaptado, realizando una exploración descriptiva de las respuestas de los sujetos.

2. A continuación, analizar su validez de constructo, confirmando que la adaptación del cuestionario sigue la misma estructura interna que el cuestionario original, con tres factores subyacentes, mediante técnicas de análisis factorial (AF). En este sentido, de acuerdo con la evidencia teórica y empírica sobre el SRQ-P se extraen las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1. El análisis factorial del SRQ-P debería dar lugar a tres factores como mejor solución factorial de la estructura del cuestionario, correspondiendo estos factores a las dimensiones de regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada.

Hipótesis 2. Puesto que se asume que los estilos normativos de motivación prosocial evaluados son extremos de un continuo de la autodeterminación (ver Figura 1), las correlaciones entre los factores formarán un patrón ordenado, en el que aquellas categorías adyacentes a lo largo de dicho continuo correlacionan más alto que aquellos más distantes entre sí.

Hipótesis 3. Finalmente, y de acuerdo con la anterior hipótesis, la rotación oblicua debería reflejar la estructura de las dimensiones subyacentes mejor que la rotación ortogonal.

3. Una vez determinada la estructura interna del cuestionario, analizar su fiabilidad, obteniendo los coeficientes de alfa de Cronbach y omega de McDonald para cada una de las subescalas, a fin de evaluar su precisión.

4. Finalmente, explorar fuentes adicionales de validez, mediante el análisis de la relación entre las puntuaciones del cuestionario y criterios relevantes (i.e., empatía). Más específicamente, de acuerdo con la literatura existente, se hipotetiza que cuanto más autónomas sean las razones para la acción prosocial, mayor será la correlación entre la puntuación para dicha subescala y la medida de empatía.

Método

Participantes

La posibilidad de participar en el presente estudio, auto-completando la versión adaptada del cuestionario así como medidas complementarias, se publicitó mediante redes sociales, con el objetivo de maximizar el potencial tamaño de la muestra. La distribución de cuestionarios vía telemática es cada vez más frecuente, debido a su facilidad de uso, la simplicidad logística que brinda la digitalización, así como su reducido coste. Sin embargo, la principal desventaja de este medio de distribución, es que en la mayoría de las veces, como es el caso, no se cuenta con listados de direcciones de correo electrónico de la población global, por lo que al emplear medios de difusión telemáticos, se utiliza una muestra no probabilística (Arroyo y Finkel, 2019).

En este caso, la información sobre la posibilidad de participar en el estudio se publicó en los perfiles de redes sociales de la investigadora, así como en plataformas colaborativas de investigación, promoviendo su difusión a terceros. Se utilizó, por lo tanto, un muestreo de “bola de nieve”, conforme a la clasificación de los principales tipos de muestreo no probabilístico de Martínez-Arias et al., (2014). En esta técnica de muestreo, son los propios participantes los que reclutan participantes adicionales. La versión online de este método consiste en utilizar los contactos de las redes sociales (e.g., Whatsapp, Telegram, Facebook, Instagram, LinkedIn, etc.), animándoles tanto a responder la encuesta como a darle difusión. Dado que en este caso nuestra población objetivo (i.e., adultos que hablen español) está

mayoritariamente presente en redes sociales, se espera que el empleo de esta técnica de muestreo no afecte la representatividad de la muestra. Los únicos criterios de inclusión en la muestra respecto a los participantes fueron los siguientes: ser mayor de edad, tener el español como lengua materna y prestar su consentimiento explícito para participar en el estudio.

Tabla 1

Distribución sociodemográfica de la muestra

Variables	Hombres		Mujeres		Total	
	n	%	n	%	N	%
<i>Total</i>	87	36.6	151	63.4	238	
<i>Edad</i>						
≤ 25	36	41.4	58	38.4	94	39.5
26 – 35	27	31.0	37	24.5	64	26.9
36 – 45	15	17.2	26	17.2	41	17.2
46 – 55	5	5.7	17	11.3	22	9.2
≥ 56	4	4.6	13	8.6	17	7.1
<i>Nivel educativo</i>						
Menos que Educación secundaria	1	1.1	2	1.3	3	1.3
Educación secundaria	2	2.3	6	4.0	8	3.4
Bachillerato	22	25.3	32	21.2	54	22.7
F.P. o C.F. de Grado Medio	4	4.6	7	4.6	11	4.6
F.P. o C.F. de Grado Superior	8	9.2	12	7.9	20	8.4
Grado universitario	24	27.6	42	27.8	66	27.7
Máster	24	27.6	45	29.8	69	29.0
Doctorado	2	2.3	5	3.3	7	2.9
<i>Medio de difusión</i>						
WhatsApp	53	60.9	101	66.9	154	64.7
Correo electrónico	9	10.3	26	17.1	35	14.7
Facebook	0	0.0	2	1.3	2	0.8
Instagram	4	4.6	4	2.6	8	3.4
SurveyCircle	1	1.1	5	3.3	6	2.5
Otros (e.g., LinkedIn, Telegram, etc.)	20	23.0	13	8.6	33	13.9

La muestra de participantes de este estudio consistió en un total de 238 sujetos que completaron correctamente los cuestionarios, de los cuales el 63.4% son mujeres (n = 151) y el 36.6% hombres (n = 87). La media de edad de los participantes es de 32 años ($DT = 12$ años), siendo la edad mínima de 18 años y la máxima de 66 años.

Como se puede comprobar en la Tabla 1, en cuanto al nivel de educación máximo alcanzado por los participantes hasta la fecha, la muestra es representativa para distintos niveles educativos, desde niveles inferiores a Educación Secundaria (1.3%), pasando por niveles universitarios, siendo los de Grado (27.7%) y Máster (29%) los mejor representados, hasta el Doctorado (2.9%). Finalmente, respecto a los medios empleados para distribuir el

cuestionario telemático, tal y como se refleja también en la Tabla 1, el medio mediante el cual se recabaron más respuestas fue WhatsApp (64.7%) seguido de la difusión mediante correo electrónico (14.7%). Sin embargo, la eficacia de la plataforma Survey Circle® para recabar participantes ha sido inferior a lo esperado, suponiendo únicamente el 2.5% de la muestra.

Instrumentos

SRQ-P-SP (versión adaptada para adultos en español del SRQ-P)

En consonancia con el cuestionario original, la finalidad de este instrumento es evaluar las razones por las cuales los adultos se involucran en diferentes comportamientos prosociales. Manteniendo su estructura original, el cuestionario adaptado (Anexo B) incluye cuatro comportamientos prosociales, dos positivos y dos negativos. Para cada uno de estos cuatro comportamientos prosociales, el cuestionario ofrece cinco razones posibles que reflejan distintos grados de internalización de la motivación prosocial de los sujetos (motivos externos, 1 por cada enunciado; introyectados, 2 por cada enunciado: incluyendo opiniones de los demás y sensaciones con uno mismo; identificados, 2 por cada enunciado: referentes al gusto por la acción en sí misma, y a principios y valores). Como resultado, el cuestionario cuenta con un total de 20 ítems, cuya presentación se aleatorizó para evitar posibles sesgos de respuesta debidos al orden de presentación, tales como el que se podría producir por un patrón de abandono. En esta situación, un grupo determinado de ítems, por lo general aquellos presentados al final del cuestionario, dejaría de ser respondido de forma sistemática por aquellos participantes que abandonen el cuestionario. Aleatorizando el orden de presentación de los ítems, se logra distribuir el potencial efecto de abandono a lo largo de todo el cuestionario.

Las respuestas para este cuestionario (SRQ-P) están en una escala tipo Likert del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo), que refleja en qué medida cada uno de los motivos propuestos se corresponde con las razones por las que cada sujeto decidiría actuar como se describe en cada uno de los enunciados.

En cuanto a su estructura interna, el SRQ-P-SP al igual que el instrumento original, constaría de tres subescalas: regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada. De tal forma que, una puntuación más alta indicará un mayor nivel en ese determinado estilo de regulación (externo, introyectado o identificado).

Otras medidas o fuentes de validez

En el cuestionario de motivación prosocial se incluyeron cinco ítems adicionales de carácter general, en los que se pregunta a los encuestados sobre los motivos por los que han decidido participar en el estudio, tal y como se recoge en el Anexo D. El orden de presentación de estos ítems también se aleatorizó. Estos ítems adicionales tienen como objetivo servir como medida de variable criterio, en tanto miden lo mismo que el cuestionario (i.e., estilo normativo de motivación prosocial). De este modo, en la medida en que este enunciado pregunta a los sujetos los motivos que les han llevado a realizar una acción ya consumada (i.e., responder el cuestionario), el grado de relación entre las puntuaciones totales de cada factor y las puntuaciones en estos ítems del enunciado general constituirá una fuente adicional de validez de las subescalas del cuestionario adaptado, que incluyen en sus enunciados únicamente comportamientos hipotéticos.

Empatía: Interpersonal Reactivity Index (IRI). El IRI tiene una estructura factorial de cuatro dimensiones independientes de 7 ítems cada una: a) *Fantasy*: tendencia de los sujetos a identificarse con personajes ficticios como personajes de libros y películas; b) *Perspective taking*, la tendencia o habilidad de los sujetos para adoptar la perspectiva o punto de vista de otras personas; c) *Empathic concern*, tendencia de los sujetos a experimentar sentimientos de compasión y preocupación hacia otros; y d) *Personal distress*, ítems que indicaban que los sujetos experimentaban sentimientos de incomodidad y ansiedad cuando eran testigos de experiencias negativas de otros (Pérez-Albéniz et al., 2003).

A pesar de que, Ryan y Connell (1989) utilizaran una adaptación infantil del QMEE en la validación del instrumento original de motivación prosocial, el hecho de no emplear esta misma medida de empatía, no debería alterar los resultados en cuanto a evidencias de validez; ya que, las puntuaciones en las dimensiones afectivas del IRI, correlacionan significativamente con las puntuaciones en el QMEE tal y como se refleja en Pérez-Albéniz et al. (2003). Por todo ello, se emplearon únicamente las escalas *Fantasy* y *Empathic concern*, dado que estas mostraron índices de correlación positivos y significativos con el QMEE. La composición de la escala finalmente empleada para evaluar empatía, con un total de 14 ítems cuyo orden de presentación se aleatorizó, se incluye en el Anexo E.

Procedimiento

Traducción y adaptación

Una vez acotado el constructo que se pretende medir y analizada la estructura interna del *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P; Ryan y Connell, 1989), se procedió a la traducción y adaptación del cuestionario. En una primera fase, se llevó a cabo una traducción al español del instrumento original, que fue revisada por una experta licenciada en Filología Inglesa, especializada en traducción (Anexo A). Posteriormente, dado que el instrumento original estaba orientado a niños de entre 9 y 12 años (Ryan y Connell, 1989), se procedió a adaptar los ítems a un lenguaje adulto, y a elaborar ítems adicionales. En esta adaptación, los ítems se elaboraron siguiendo las recomendaciones de Abad et al. (2011), entre las que se incluyen las siguientes: generar tantos ítems directos como inversos, no incluir negaciones en los ítems de carácter inverso, así como evitar incluir en un mismo enunciado más de una idea o afirmación.

Así mismo, se amplió el número de categorías empleadas, ya que originalmente por simplicidad y en pos de hacer la escala accesible a la población infantil se utilizó una escala Likert con un número reducido de categorías. Sin embargo, para el uso en adultos, se empleará una escala Likert de 7 puntos, siguiendo la estructura empleada por Ryan y Connell (1989) en sus cuestionarios de motivación en dominios específicos como el laboral, para adultos. De tal forma que, se les pide a los sujetos que para cada uno de los ítems indiquen, en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo), en qué medida cada uno de los motivos propuestos refleja las razones por las que decidirían actuar como se describe en cada uno de los enunciados.

Se redactaron un total de 8 enunciados que describían distintos comportamientos prosociales, elegidos porque estaban equilibrados para actos positivos y negativos, que encajaban en el dominio del comportamiento prosocial. Para cada uno de estos comportamientos prosociales se incluyeron, siguiendo la estructura original del cuestionario, distintas razones posibles por las que el sujeto deberá indicar que habría (o no habría) llevado a cabo cada uno de los comportamientos prosociales descritos: "porque me metería en problemas si lo hiciera/no lo hiciera" (externo), "porque me sentiría mal conmigo mismo si lo hiciera/no lo hiciera" (introyectado) y "porque creo que es importante..." (identificado).

Siguiendo las recomendaciones de Navas (2001), pasados unos días, fue el mismo redactor de los ítems quien llevó a cabo una revisión exhaustiva de la primera versión del

cuestionario adaptado, a fin de comprobar que no hubiese errores gramaticales, omisiones o repeticiones. Esta primera versión del cuestionario adaptado se incluye en el Anexo B.

Validación del contenido por expertos en la materia

Posteriormente, la adaptación provisional del cuestionario fue revisada por: D. Ramón Rico, Profesor Titular en el Departamento de Empresa de la Facultad de Ciencias Sociales y Jurídicas de la Universidad Carlos III de Madrid (UC3M), en calidad de experto en Comportamiento Organizacional, especializado en motivación en equipos de trabajo, y con experiencia sustancial en la realización de investigaciones de campo y experimentales en dicho ámbito; y por el tutor académico supervisor de este Trabajo de Fin de Máster, D. Pedro Rodríguez-Miñón Cifuentes, Profesor Titular en el Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED), en calidad de experto en Medición.

Junto con ambos se comprobó que no había problemas de ambigüedad, que los ítems de la escala estaban gramaticalmente bien redactados y que se había empleado un lenguaje adecuado. Como resultado se procedió a una primera depuración de ítems con criterios de precisión y de eliminación de reiteraciones, quedando un cuestionario de 20 ítems agrupados en torno a tres subescalas: la primera, de 4 ítems de regulación externa; la segunda, de 8 ítems, de regulación introyectada; y la tercera, de 8 ítems de regulación identificada.

El cuestionario que finalmente se administró a la muestra para su posterior estudio psicométrico está recogido en el Anexo C.

Selección de las medidas de variables relacionadas

Empatía: Los instrumentos de evaluación de empatía disposicional más frecuentemente utilizados en la investigación internacional son el *Hogan Empathy Scale* (HES; Hogan, 1969), el *Questionnaire Measure of Emotional Empathy* (QMEE; Mehrabian y Epstein, 1972) y el *Interpersonal Reactivity Index* (IRI; Davis, 1980). El QMEE fue desarrollado como una medida de empatía emocional y el HES puede ser considerado como una medida más cognitiva. Por su parte, Davis (1980) plantea que el concepto de empatía debe ser considerado como un conjunto de constructos y no como un concepto unidimensional. Es, precisamente, partiendo de este planteamiento que Davis (1980) desarrolló el Interpersonal Reactivity Index (IRI). Podemos encontrar una versión española

de este último instrumento validada por Pérez-Albéniz et al., (2003), motivo por el cual se decidió utilizar dicho instrumento, a pesar de que originalmente Ryan y Connell (1989) utilizaran, en la validación de su *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P), una adaptación infantil del *Questionnaire Measure of Emotional Empathy* (QMEE; Mehrabian y Epstein, 1972).

Razonamiento moral: En el proceso de validación del cuestionario original, Ryan y Connell (1989) evaluaron las habilidades de juicio moral utilizando la Prueba de definición de problemas (DIT; Rest, 1979), una medida objetiva de juicio moral de autoinforme basada en las formulaciones de Kohlberg. A fin de poder replicar los análisis llevados a cabo por Ryan y Connell (1989), habría sido interesante distribuir a los participantes este mismo instrumento en su adaptación española validada por Pérez-Delgado y Soler (1994). Sin embargo, finalmente, se decidió no incluir esta medida en el estudio de validación llevado a cabo, debido principalmente a la extensión y el nivel de concentración requerido para completar el DIT. En este sentido, dado que la distribución del cuestionario a los sujetos interesados en participar se realizaría de forma telemática y que la participación sería voluntaria, se consideró que aumentar el tiempo y la dedicación requeridas para la participación iría en detrimento del tamaño de la muestra, ya que podría resultar en una mayor tasa de abandono y de no respuesta.

Administración

Para la administración del cuestionario a los sujetos, que voluntariamente decidieron participar en el estudio, se distribuyó en redes sociales (i.e., Whatsapp, LinkedIn, Facebook e Instagram) un enlace de acceso al cuestionario mediante vía telemática, a través de la herramienta Qualtrics®. El enlace al cuestionario también se publicó en Survey Circle®, una plataforma de investigación basada en el principio del apoyo mutuo, que sirve como herramienta para investigadores a la hora de encontrar participantes para sus encuestas telemáticas. Adicionalmente, en la descripción del estudio incluida en la primera página del cuestionario, se indicaba a los participantes que podían distribuir el enlace al cuestionario vía redes sociales y/o correo electrónico a terceros.

El enlace de acceso estuvo disponible durante 31 días, desde su publicación y distribución telemática el 25 de mayo de 2022, hasta el 24 de junio de 2022. Los datos recabados se recogieron en tablas Excel generadas automáticamente por la herramienta Qualtrics®.

Análisis de datos

A fin de lograr los objetivos previamente establecidos en este trabajo y contrastar las hipótesis planteadas, se llevaron a cabo los siguientes análisis estadísticos:

1. Exploración descriptiva de las respuestas de los sujetos para obtener una primera información sobre el comportamiento de cada ítem y poder valorar posibles anomalías o inconsistencias (e.g., normalidad de la distribución, posibles efectos techo o suelo, acumulación llamativa de respuestas en una de las categorías de respuesta, exceso de valores perdidos, etc.). Esta exploración descriptiva se llevó a cabo empleando el software estadístico SPSS Statistics 27. Los resultados de estos análisis permitieron profundizar en las características formales de cada ítem (Ho y Carol, 2015) y obtener evidencia sobre la adecuación de las diferentes escalas, para que, en caso de que fuera oportuno, se pudiera decidir eliminar o modificar ítems problemáticos a fin de lograr un mejor ajuste del modelo en los análisis posteriores.

2. Búsqueda de evidencias de validez de constructo basadas en la estructura interna del cuestionario. Dado que este cuestionario es una adaptación de otro ya existente, se espera que su estructura interna confirme la estructura factorial del instrumento original, con tres subescalas (i.e., regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada) tal y como se ha venido argumentando en el procedimiento de traducción y adaptación del instrumento descrito más arriba. A este fin responden precisamente las técnicas de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), tal como se describe en Herrero (2010). En este sentido, a fin de poder probar las hipótesis estructurales planteadas en el presente trabajo, el procedimiento de AFC permite trabajar desde la teoría hacia los hechos, partiendo del modelo teóricamente plausible asumido (Rodríguez et al., 2000). Sin embargo, al no tratarse únicamente una traducción, si no que se adaptó el instrumento para adultos, modificando la redacción y el lenguaje empleado, a fin de garantizar que se llevaran a cabo todos los pasos necesarios para estudiar la estructura interna del cuestionario, se comenzó la búsqueda de evidencias de validez de constructo mediante la realización de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) a modo complementario.

Con frecuencia, los resultados del AFE se emplean para deducir modelos teóricos partiendo de los datos sin una concepción a priori de la estructura de estos; y posteriormente se usa AFC para confirmar la validez de constructo de dichas deducciones, en la medida en

que el procedimiento del AFC permite valorar la correspondencia de semejanzas entre el modelo planteado y los datos (Pérez et al., 2000). En este sentido, diversos autores recomiendan el procedimiento de validación cruzada para evaluar la validez de constructo del instrumento, como una forma de replicación del modelo factorial arrojado por el AFE (Bollen, 1989; Thompson, 1994). Este procedimiento (Schmitt et al., 2018) consiste en dividir la muestra aleatoriamente en dos mitades. Con la primera muestra, se lleva a cabo el AFE, y la segunda sirve como fuente de confirmación de la estructura factorial al aplicar AFC. Sin embargo, anteriormente, Pérez et al. (2000) han advertido de la posible redundancia que puede suponer el empleo de este procedimiento como fuente de validez de constructo. Esto se debe a que, la estructura factorial resultado del AFE es una de las posibles soluciones derivadas de la matriz de datos y, por tanto, en otra muestra extraída de la misma población es muy probable que el AFC confirme la estructura obtenida de la anterior.

En cualquier caso, en este trabajo se aplicó esta técnica de validación cruzada, con fines ilustrativos, siguiendo el ejemplo de estudios similares de adaptación de cuestionarios que llevaron a cabo este mismo procedimiento (i.e., Sanz-Vergel et al., 2010; Urbano-Contreras et al., 2019). Teniendo esto en cuenta y tomando con la debida cautela los resultados obtenidos, en este estudio llevamos a cabo en primer lugar un AFE, y a continuación un AFC para ratificar el modelo obtenido en el AFE.

Adicionalmente, al tratarse de una adaptación de un cuestionario existente ya validado, contamos con hipótesis previas sobre la estructura interna del instrumento. En caso de que la estructura factorial obtenida con AFE no coincidiera con la estructura planteada por nuestro modelo teórico, se contrastarían en el AFC ambos modelos, es decir, tanto la estructura arrojada por el AFE, como el modelo original, además de un modelo que postule que todos los ítems saturan en un único factor, a modo de hipótesis nula. De esta forma, en lugar de modificar nuestro modelo y supeditarlo a la estructura obtenida con el AFE, contrastaremos nuestro modelo teórico original. En caso de no actuar así, podríamos incurrir en un error, ya que hay que considerar en todo momento que la estructura factorial proporcionada por el AFE es solo una de las soluciones posibles que se pueden obtener, tal y como comentamos anteriormente (Pérez et al., 2000).

En cuanto a los software estadísticos empleados, el AFE se realizó utilizando SPSS Statistics 27. Este programa es una de las opciones más frecuentemente utilizadas, ya que la estructura del procedimiento de AFE del SPSS se ajusta a las fases sucesivas en las que se

toman decisiones sobre el método de extracción y el nº de factores a extraer, el método de notación y la estimación de las puntuaciones de los sujetos en cada una de las dimensiones. Sin embargo, para realizar el AFC, los análisis se llevaron a cabo mediante el programa de ecuaciones estructurales de SPSS, AMOS (“Analysis of Moment Structures”). Este software es uno de los más populares en lo que a AFC se refiere, tanto por sus funcionalidades como por su sencillez, ya que comparado con otros programas (e.g., LISREL o MPlus) este es mucho más intuitivo, siendo una de sus principales ventajas que este software permite realizar comparaciones de modelos (tanto anidados como no anidados) y proporciona sólidos gráficos listos para publicar (Shek y Yu, 2014).

Siguiendo las recomendaciones de buenas prácticas de Abad et al. (2011), a fin de generalizar la replicabilidad del presente estudio, a continuación, se informa de las distintas decisiones tomadas en el AFE (i.e., técnica de extracción, nº de factores, y método de notación). En cuanto al método de extracción de factores, siguiendo a López-Aguado, y Gutiérrez-Provecho (2019), los métodos más habitualmente empleados para la extracción de factores son el de máxima verosimilitud (MV) y el de ejes principales (EP). La elección de uno u otro depende de la distribución de los datos, siendo el método de ejes principales el adecuado en los casos en que se viola el supuesto de normalidad multivariada (i.e., asimetría > 2 ; curtosis > 7) y el método de máxima verosimilitud, cuando se respeta dicho supuesto (Costello y Osborne, 2005). Así mismo, de acuerdo con las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014) los métodos basados en mínimos cuadrados ordinarios (MCO), tal como es el caso del método de ejes principales, son más robustos y constituyen la solución más adecuada para factorizar matrices en situaciones adversas, incluso cuando se cuenta con pocos casos y muchos ítems, y sin necesidad de asumir la distribución normal de los datos. Por todo ello, en este caso se empleó el método de ejes principales (EP) como método de extracción.

Para determinar el número de factores, anteriormente autores como Eaton et al. (1999) han concluido que el mejor método para decidir el número de factores a extraer en la solución factorial es el análisis paralelo. Esta técnica (Horn, 1965) se basa en el gráfico de sedimentación y en seleccionar los factores comunes que presentan valores propios mayores que los que se obtendrían por azar. Sin embargo, este método no está disponible en SPSS Statistics 27 y hasta la fecha sigue siendo el menos empleado. Por otro lado, aunque no sea el mejor método, la regla K1 de Kaiser sigue siendo la de uso más generalizado. Según esta

regla, se retienen aquellos factores con autovalores > 1 , estableciendo que para considerar útil un factor, este debe explicar al menos tanta varianza como la de una variable. Este es el criterio por defecto al realizar análisis factorial en SPSS, y por tanto el que se utilizó en primera instancia. Sin embargo, hay que tomar los resultados obtenidos con este método con cautela, pues este tiende a sobrestimar el número de factores (Zwick y Velicer, 1986). Adicionalmente, se obtendría el gráfico de sedimentación en el que se representa la cuantía de los autovalores de mayor a menor, de forma que si todas las variables fueran independientes y no hubiese factores comunes se trazaría una línea horizontal sobre el valor 1. Para decidir el número de factores a retener, Cattell (1966), propone observar en qué punto cambia la pendiente del gráfico.

Respecto al método de rotación de factores, dado que las tres subescalas del cuestionario son parte de un continuo según la teoría de la motivación existente (Ryan y Connell, 1989), se hipotetiza más adecuado el uso de un método de rotación oblicua. El uso de este tipo de soluciones es común en las ciencias sociales, ya que la mayoría de los factores que se estudian están habitualmente interrelacionados entre sí, por lo que imponer externamente un criterio de no correlación entre los factores, tal como se hace con ejes ortogonales, resulta artificial y poco realista (López-Aguado, y Gutiérrez-Provecho, 2019). De hecho, siguiendo a Lloret-Segura et al., (2014), la rotación oblicua se recomienda en todos los casos, incluso en caso de no ser la adecuada, ya que es el único método mediante el cual los resultados pondrán de manifiesto su falta de adecuación, no ocurriendo lo mismo con rotaciones ortogonales. Más aún, siguiendo únicamente el criterio de parsimonia, los métodos de rotación oblicua son siempre más adecuados, ya que la restricción de que los factores correlacionan cero es claramente arbitraria y poco realista en la mayoría de modelos teóricos. Así, se aplicó rotación oblicua, utilizando el método más habitualmente empleado y disponible en SPSS, Direct Oblimin.

A continuación, se llevó a cabo un AFC de los ítems siguiendo con la estrategia de validación cruzada. En el AFC el método de estimación de parámetros más habitualmente usado es el de máxima verosimilitud (MV). Sin embargo, tal como sucede con este método ya mencionado en el procedimiento del AFE, usar MV implica asumir que la distribución de las variables es multivariada normal. Si se cumple dicho supuesto, la ventaja principal del método MV es que permite obtener medidas estadísticas de ajuste, así como realizar contrastes sobre la significación de los parámetros. Sin embargo, cuando el supuesto de

normalidad no se cumple, este procedimiento puede dar lugar a resultados imprecisos: el estadístico χ^2 para contrastar el ajuste del modelo estará sobrestimado (se tiende a rechazar el modelo aunque sea correcto) y los errores típicos estarán subestimados (aumentando la probabilidad de que una relación inexistente sea estadísticamente significativa). Por ello, antes de aplicar este método es preciso estudiar, mediante el análisis descriptivo propuesto anteriormente, los índices univariados de asimetría y curtosis de los ítems o variables (West, Finch y Curran, 1995). Ya que, en caso de que los índices de asimetría y/o apuntamiento sean elevados, puede resultar más adecuado aplicar otros métodos. En concreto, Satorra y Bentler (1994) propusieron realizar la estimación MV incorporando correcciones en el cálculo de χ^2 y de los errores típicos de estimación. Sin embargo, este método de estimación de MV con correcciones, denominado MV robusto o de media ajustada, sólo está disponible en algunos programas estadísticos (e.g., LISREL o MPlus). Otra alternativa, disponible en programas como AMOS, es obtener medidas precisas de los errores típicos mediante procedimientos de *bootstrapping*, lo que puede hacerse en programas como AMOS.

Por todo ello, en este caso, se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*) para analizar la matriz de correlaciones aplicando técnicas de *bootstrapping*, y se contrastaron 3 modelos diferentes. El modelo 1 se propone como hipótesis nula, postulando que existe un único factor en el que saturarían todos los ítems. El modelo 2 replica el modelo original de tres factores propuesto por los autores. El modelo 3, mantendrá la estructura factorial arrojada por el AFE, en caso de ser distinta a la del cuestionario original.

Para llevar a cabo el diagnóstico de la bondad del ajuste del modelo, siguiendo a Batista-Foguet et al. (2004) y basándonos en el procedimiento empleado por estudios similares (i.e., Sanz-Vergel et al., 2010), se obtuvieron los siguientes índices de ajuste. En concreto se utilizaron: χ^2 (chi-cuadrado) y los grados de libertad, el promedio de los residuales estandarizados (RMSEA, *Root mean square error of approximation*), el índice de bondad de ajuste (GFI, *Goodness of fit index*), el índice de ajuste comparativo (CFI, *Comparative fit index*), el índice de ajuste no-normativo (NNFI, *non-normed fit index*) de Tucker y Lewis (1973) y el criterio de información de Akaike (AIC, *Akaike's information criterion*).

3. Análisis de la fiabilidad de las escalas. Una vez confirmada la estructura factorial en subescalas del cuestionario, para evaluar la precisión con la que el cuestionario consigue

evaluar en qué medida la motivación prosocial es autónoma, se calcularon los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald para cada una de las escalas. El principal motivo de calcular ambas medidas de fiabilidad, es poder obtener por un lado un indicador de consistencia interna de los ítems, así como una medida independiente del número de ítems de la escala.

En este sentido, el alfa de Cronbach, por su parte, aporta una estimación de consistencia interna (Cronbach, 1951), que informa de la magnitud de la covarianza de los ítems y de en qué medida el constructo está presente en los ítems. Este debe presentar valores de al menos .70 para que se considere aceptable (Aiken, 1996). Sin embargo, este indicador no está exento de limitaciones, puesto que este se ve afectado por el número de ítems, el número de alternativas de respuesta y la proporción de la varianza del test (Domínguez-Lara y Merino-Soto, 2015). Como alternativa y de forma complementaria, el coeficiente omega de McDonald, a diferencia del coeficiente de alfa, trabaja con las cargas factoriales, o lo que es lo mismo, con la suma ponderada de las variables estandarizadas. Es precisamente esta transformación la que hace más estable los cálculos, reflejando el verdadero nivel de fiabilidad, independientemente del número de ítems (McDonald, 1970). De igual modo que para el alfa de Cronbach, para considerar un valor aceptable de fiabilidad mediante el coeficiente omega de McDonald, este debe presentar un valor entre .70 y .90 (Campo-Arias y Oviedo, 2008).

La principal desventaja a la hora de obtener este coeficiente es que el omega de McDonald no se puede calcular en el paquete estadístico SPSS, razón por la cual se decidió realizar los citados análisis de fiabilidad de las escalas mediante el software estadístico Jamovi 1.6.

4. Otras fuentes de validez. Finalmente, se analizaron las correlaciones de cada uno de los factores del cuestionario con las puntuaciones de los sujetos en el instrumento empleado para evaluar empatía, por estar este constructo estrechamente correlacionado con la motivación prosocial, a fin de explorar fuentes adicionales de validez de la adaptación española del cuestionario de motivación prosocial. Así mismo, tal y cómo se ha mencionado anteriormente, en el cuestionario administrado se incluyó un enunciado con cinco ítems adicionales, de carácter general, en el que se pregunta a los encuestados sobre los motivos por los que decidieron participar en el estudio. En la medida en que estos ítems miden lo mismo que el cuestionario adaptado, el grado de relación entre las puntuaciones totales de cada

factor y las puntuaciones en los ítems de este enunciado general permitirá obtener evidencia sobre el grado de validez de estas escalas.

Resultados

Exploración descriptiva

En primer lugar, tal y como se ha mencionado previamente, se analizó la composición de la muestra cuya distribución sociodemográfica se ha incluido en la Tabla 1. Respecto al tamaño de la misma, y dado que se realizó un Análisis Factorial, siguiendo las recomendaciones de Pérez y Medrano (2010), se debería contar idealmente con 10 participantes por ítem, y como mínimo con cinco por ítem (Nunnally y Bernstein, 1995). El total de participantes en este estudio fue de 238 sujetos. En concreto, tal y como se refleja en los resúmenes descriptivos de los ítems que se presentan más abajo (Tabla 2), ninguno de los ítems del cuestionario presenta menos de 233 respuestas, siendo por lo tanto, el tamaño de la muestra adecuado para los análisis factoriales ejecutados, ya que con 200 respuestas se cumpliría ampliamente el mínimo de 10 sujetos para cada ítem. En el tratamiento de los valores perdidos, si en una variable o ítem, existen pocos valores perdidos, reemplazar estos por el valor de la media no constituye un problema importante. Dado que en este caso, la proporción de valores perdidos en la muestra no supera el 2.1% del total, para los posteriores análisis factoriales, incluiremos el total de la muestra con los 238 casos completos, tras imputar mediante regresión lineal, los valores de los ítems no respondidos.

En cuanto a las puntuaciones de cada uno de los ítems de la versión en español para adultos del Cuestionario de Motivación Prosocial (SRQ-P-SP), tal y como se describe en el procedimiento, se obtuvo la media aritmética de las puntuaciones para cada ítem, así como otros estadísticos complementarios para analizar la distribución de las respuestas, incluyendo el porcentaje de personas por opción, desviación típica de la distribución, y valores de asimetría y curtosis.

Como se puede ver en la Tabla 2, las medias de los ítems toman valores comprendidos entre 2.41 y 6.45 con desviaciones típicas dentro del rango [1.02, 2.07]. En todos los ítems las puntuaciones oscilan entre 1 y 7. Respecto a la normalidad de la distribución de las respuestas, la literatura considera los índices de asimetría y curtosis como una aproximación a la evaluación de la normalidad de las variables. En este sentido, se consideran valores de asimetría aceptables aquellos situados en el rango de $[-2, + 2]$ (Bandalos y Finney, 2010).

Los valores contenidos en la Tabla 2 reflejan que los ítems 2, 3, 8, 11 y 19 arrojan índices de asimetría fuera de dicho rango, (se trata de asimetría negativa en todos los casos); de igual manera, los índices de curtosis de los ítems 8, 11 y 19 muestran valores fuera del umbral establecido como aceptable (i.e., curtosis > 7).

Tabla 2

Resúmenes descriptivos de los ítems

Ítem	N	Media	Desv. Típica	Asimetría	ET asim.	Curtosis	ET curtosis	Mín.	Máx.
1	235	4.75	2.04	-0.48	0.16	-1.02	0.32	1	7
2	234	6.27	1.30	-2.15	0.16	4.36	0.32	1	7
3	236	6.26	1.34	-2.30	0.16	5.23	0.32	1	7
4	236	3.50	2.07	0.36	0.16	-1.13	0.32	1	7
5	236	5.89	1.66	-1.52	0.16	1.39	0.32	1	7
6	237	3.87	1.93	0.08	0.16	-1.14	0.32	1	7
7	237	5.85	1.60	-1.52	0.16	1.55	0.32	1	7
8	236	6.41	1.15	-2.99	0.16	10.49	0.32	1	7
9	236	5.23	1.92	-1.02	0.16	-0.07	0.32	1	7
10	236	3.45	1.99	0.28	0.16	-1.14	0.32	1	7
11	237	6.38	1.02	-2.45	0.16	8.51	0.32	1	7
12	236	2.41	1.71	1.12	0.16	0.27	0.32	1	7
13	233	5.94	1.35	-1.48	0.16	2.06	0.32	1	7
14	238	2.67	1.71	0.85	0.16	-0.19	0.32	1	7
15	237	5.95	1.39	-1.69	0.16	2.93	0.32	1	7
16	235	5.33	1.74	-1.02	0.16	0.20	0.32	1	7
17	233	2.57	1.64	0.99	0.16	0.26	0.32	1	7
18	233	2.61	1.73	0.96	0.16	-0.05	0.32	1	7
19	233	6.43	1.05	-2.99	0.16	11.28	0.32	1	7
20	236	6.02	1.39	-1.77	0.16	2.96	0.32	1	7

Nota. Los valores de asimetría y curtosis en negrita indican valores fuera del rango aceptable para una distribución normal multivariada de los datos.

Por otro lado, las tablas de frecuencias incluidas en el Anexo F no contienen indicios serios de que se haya podido producir ningún efecto techo o suelo, pues ninguna categoría extrema acumula más del 66% de las respuestas.

Cabe destacar, por lo tanto, los resultados relativos a la asimetría y curtosis de algunas distribuciones (cosa relativamente habitual en este tipo de ítems), y tenerlos presentes a la hora de realizar análisis posteriores, ya que estos estarían indicando que algunos ítems presentan variaciones importantes de su normalidad. Sin embargo, al margen de estos índices, no existe evidencia de anomalías importantes en los datos.

Validez basada en la estructura interna de la escala

Para validar las puntuaciones del cuestionario se siguió el procedimiento de validación cruzada, dividiendo a la muestra, aleatoriamente, en dos mitades.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

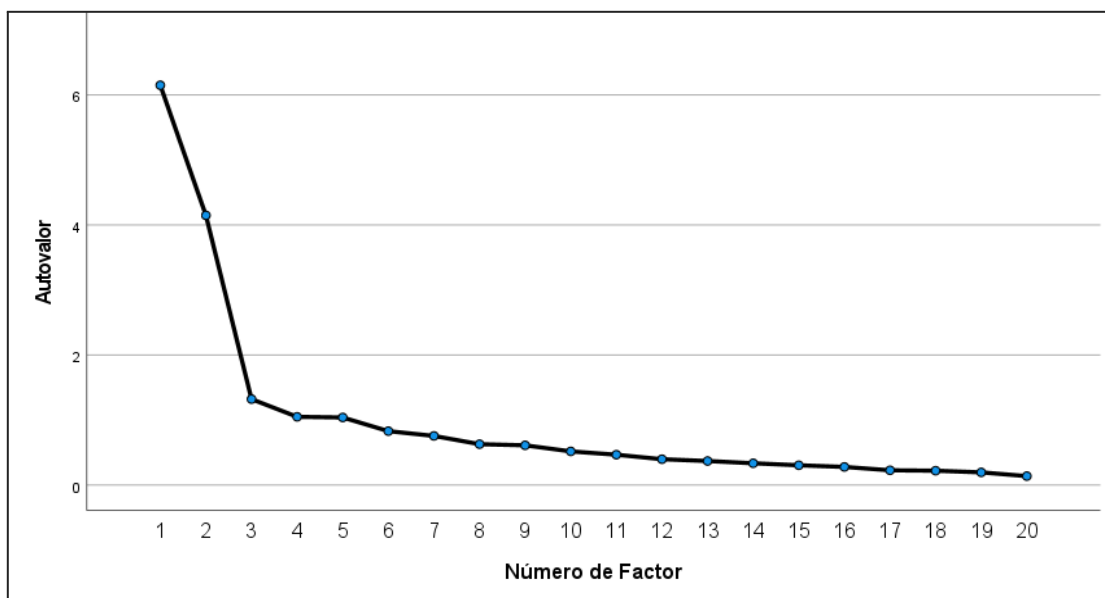
Para realizar el AFE se utilizó una muestra de 120 sujetos. Previo al análisis, siguiendo las recomendaciones de Dziuban y Shirkey (1974), se exploró la adecuación de los ítems. Para ello, en primer lugar, se obtuvo la matriz de correlaciones entre ítems, y se realizaron una serie de análisis preliminares para comprobar que los datos recabados cumplieran los supuestos necesarios para llevar a cabo un análisis factorial, mediante el cálculo del índice de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de significación estadística de esfericidad de Bartlett (López-Aguado, y Gutiérrez-Provecho, 2019).

En primer lugar, se obtuvo la matriz de correlaciones (véase Tabla G.1, incluida en los anexos) con los coeficientes de Pearson para cada par de variables. Aunque, únicamente, el método de componentes principales (CP) se basa en esta matriz de correlaciones, otros como el de ejes principales (EP), aplicado en este trabajo, se basan en una transformación de la misma. Por este motivo, es conveniente que esta matriz contenga grupos de variables que correlacionen fuertemente entre sí y que las variables estén linealmente relacionadas. Esto último podemos comprobarlo mediante el determinante de la matriz, que en este caso fue de 1.26E-005. Este valor, próximo a cero, es un buen indicio de la idoneidad del análisis factorial. Si este determinante valiese exactamente cero, no se podría obtener la matriz inversa, siendo imposible aplicar métodos como EP o MV.

A continuación, se calcularon dos estadísticos para valorar la adecuación de los datos analizados a un modelo factorial: la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. La medida de adecuación muestral KMO es un índice que compara la magnitud de los coeficientes de correlación observados con la magnitud de los coeficientes de correlación parcial. Este se interpreta de manera semejante a los coeficientes de fiabilidad, arrojando valores entre 0 y 1, y considerando como adecuados valores iguales o superiores a .70, lo cual indica una interrelación satisfactoria entre los ítems (Pérez y Medrano, 2010). Por otro lado, la medida de esfericidad de Bartlett, contrasta la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones observada sea una matriz identidad, o lo que es lo mismo, la hipótesis nula de que las variables no están correlacionadas. Dado que el estadístico de Bartlett se distribuye aproximadamente según el modelo de probabilidad de chi-cuadrado, si el nivel crítico es mayor que .05, no podremos rechazar la hipótesis nula de esfericidad y no podremos afirmar que el modelo factorial sea adecuado para explicar los datos. El resultado de los análisis mostró que la medida de adecuación de la muestra KMO fue de .841, y el test de esfericidad de Bartlett fue altamente significativo ($p < .001$), por lo que se pudo continuar con la interpretación de los resultados del análisis.

Figura 2

Gráfico de sedimentación de Cattell ("Scree Plot") del AFE



Una vez analizada y confirmada la adecuación muestral de los datos analizados, así como la conveniencia de utilizar el método de extracción propuesto inicialmente en previsión de los potenciales problemas de no-normalidad de los datos, se pasó a realizar la extracción factorial mediante ejes principales (EP). En cuanto al número de factores extraídos,

inicialmente se aplicó la regla K1 de Kaiser, obteniendo una solución factorial de cinco factores. Sin embargo, conocida la tendencia de esta regla de decisión a sobre-estimar el número de factores, se obtuvo de manera complementaria el gráfico de sedimentación de Cattell (“Scree Plot”, véase la Figura 2). En él podemos observar que la pendiente pierde inclinación a partir del cuarto autovalor, o lo que es lo mismo, el cuarto autovalor no provoca pendiente respecto al quinto, por lo que debíamos considerar extraer únicamente los tres primeros factores. A fin de estudiar más en profundidad esta primera solución factorial, se analizó la tabla de porcentajes de varianza explicada, incluida en la Tabla 3, comprobándose que el cuarto y quinto factor apenas explican respectivamente un 3.3% y un 2.85% de la varianza total. Así mismo, los valores de las sumas de las saturaciones al cuadrado de estos factores son bastante inferiores a 1.

Tabla 3

AFE: Varianza total explicada modelo 5F

	Varianza total explicada ^a						Sum. cargas al cuadrado de la rotación ^b
	Autovalores iniciales			Sumas cargas al cuadrado de la extracción			
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado	Total
1	6.150	30.748	30.748	5.748	28.741	28.741	4.858
2	4.149	20.743	51.491	3.759	18.793	47.534	4.386
3	1.323	6.613	58.104	0.856	4.282	51.816	2.515
4	1.050	5.251	63.355	0.662	3.309	55.125	3.597
5	1.040	5.202	68.557	0.570	2.851	57.975	0.922
6	0.830	4.151	72.708				
7	0.757	3.783	76.491				
8	0.630	3.148	79.639				
9	0.612	3.059	82.698				
10	0.519	2.593	85.291				
11	0.468	2.338	87.629				
12	0.398	1.991	89.621				
13	0.371	1.854	91.474				
14	0.336	1.680	93.154				
15	0.305	1.526	94.680				
16	0.280	1.399	96.079				
17	0.228	1.140	97.219				
18	0.222	1.108	98.328				
19	0.196	0.980	99.308				
20	0.138	0.692	100.000				

Nota: Método de extracción: factorización de eje principal. a. Sólo se utilizan los casos para los cuales Submuestra = 0 en la fase de análisis. b. Cuando los factores están correlacionados, las sumas de las cargas al cuadrado no se pueden añadir para obtener una varianza total.

Estos datos, en conjunto con el gráfico de sedimentación, llevan a pensar que los factores cuarto y quinto no son relevantes desde el punto de vista de la varianza explicada. Adicionalmente, a modo confirmatorio, se realizó este mismo análisis factorial exploratorio mediante el software estadístico Jamovi 1.6, aplicando el análisis paralelo (Horn, 1965) como método para la decisión del número de factores, obteniendo una solución factorial de tres factores (ver Tabla G.2 y Figura G.1, incluidas en los anexos). Por todo ello, antes de pasar a analizar en detalle la primera solución de cinco factores obtenida aplicando la regla K1 de Kaiser, se procedió a forzar la extracción de sólo tres factores.

Los resultados de esta solución muestran en primer lugar que, basados en las comunalidades (Tabla 4), no hay ningún ítem que apenas correlacione con las restantes variables, y que pudiera ser susceptible de ser excluido del análisis.

Tabla 4

AFE: Comunalidades

Ítem	Inicial	Extracción
1	.383	.294
2	.611	.495
3	.599	.535
4	.508	.429
5	.491	.305
6	.535	.548
7	.425	.496
8	.484	.458
9	.407	.332
10	.524	.394
11	.715	.651
12	.572	.548
13	.664	.584
14	.611	.618
15	.575	.566
16	.486	.372
17	.707	.711
18	.695	.674
19	.709	.602
20	.671	.563

En comparación con la tabla de porcentajes de varianza explicada del modelo inicial, podemos ver que en esta solución (Tabla 5), para los dos primeros factores, ambas sumas de

cuadrados están muy por encima de 1, y para el tercer factor es sólo ligeramente inferior a 1, lo cual es buen indicador en cuanto al número adecuado de factores. La solución factorial obtenida muestra tres factores que explican el 50.87% de la varianza observada.

Tabla 5

AFE: Varianza total explicada modelo 3F.

	Varianza total explicada ^a						Sum. cargas al cuadrado de la rotación ^b
	Autovalores iniciales			Sumas cargas al cuadrado de la extracción			
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado	Total
1	6.150	30.748	30.748	5.682	28.409	28.409	5.003
2	4.149	20.743	51.491	3.695	18.477	46.886	4.332
3	1.323	6.613	58.104	0.798	3.988	50.873	2.745
4	1.050	5.251	63.355				
5	1.040	5.202	68.557				
6	0.830	4.151	72.708				
7	0.757	3.783	76.491				
8	0.630	3.148	79.639				
9	0.612	3.059	82.698				
10	0.519	2.593	85.291				
11	0.468	2.338	87.629				
12	0.398	1.991	89.621				
13	0.371	1.854	91.474				
14	0.336	1.680	93.154				
15	0.305	1.526	94.680				
16	0.280	1.399	96.079				
17	0.228	1.140	97.219				
18	0.222	1.108	98.328				
19	0.196	0.980	99.308				
20	0.138	0.692	100.000				

Nota: Método de extracción: factorización de eje principal. a. Sólo se utilizan los casos para los cuales Submuestra = 0 en la fase de análisis. b. Cuando los factores están correlacionados, las sumas de las cargas al cuadrado no se pueden añadir para obtener una varianza total.

En cuanto a las saturaciones de los ítems en cada factor, dado que tal como se argumentó en el procedimiento descrito más arriba, se ha utilizado el método de rotación oblicua Direct Oblimin, los pesos de la matriz de configuración ya no coinciden con las correlaciones entre los ítems y los factores. El visor de SPSS devuelve dos matrices para la estructura factorial rotada: una con las correlaciones (matriz de estructura o factorial) y otra, con las saturaciones (matriz de patrón o de configuración). En esta última, se refleja la contribución neta de cada variable en cada factor, siendo la manera más sencilla de interpretar la solución factorial. En la matriz de estructura (Tabla 6), que contiene las correlaciones de

las variables con los factores de la solución rotada, podemos ver que esta contiene correlaciones altas entre prácticamente todas las variables y factores, haciendo más compleja la interpretación a la hora de precisar a qué factor único asignar cada variable.

Tabla 6

AFE: Matriz de estructura y Matriz de configuración

Ítem	<i>Matriz de estructura</i>			<i>Matriz de configuración</i>		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1	-.113	.497	.082	-0.242	0.513	0.145
2	.639	-.078	.507	0.532	-0.170	.280
3	.614	-.168	.550	0.485	-0.260	0.353
4	.162	.642	.188	0.033	0.627	0.114
5	.526	-.033	.357	0.470	-0.105	0.153
6	.270	.678	.350	0.073	0.646	0.257
7	.351	.109	.702	0.036	0.041	0.682
8	.521	.016	.617	0.310	-0.067	0.482
9	.316	.253	.535	0.070	0.199	0.485
10	.147	.623	.069	0.083	0.616	-0.026
11	.804	.082	.422	0.774	-0.019	0.071
12	.174	.732	.047	0.119	0.725	-0.074
13	.750	.202	.257	0.787	0.116	-0.112
14	.192	.770	.004	0.163	0.763	-0.141
15	.743	.169	.260	0.779	0.083	-0.103
16	.577	.231	.370	0.500	0.158	0.128
17	.103	.842	.045	0.018	0.844	-0.042
18	.068	.820	.031	-0.016	.825	-0.039
19	.774	.109	.400	0.746	0.012	0.059
20	.733	.248	.339	0.714	0.161	-0.001

Nota. Los valores en negrita indican valores absolutos por encima de .40.

De forma más intuitiva, observando esta matriz de configuración (Tabla 6), podemos concluir que la saturación factorial rotada oblicuamente informa de la existencia de tres factores latentes que agrupan todas las variables, superando las cargas factoriales los criterios de inclusión (i.e., > .40) señaladas por Bandalos y Finney (2010). Las cargas factoriales mayores o iguales a .40 de los ítems que saturan en cada uno de los tres factores presentan

valores comprendidos entre .47 y .844. Un primer factor agrupa los ítems 2, 3, 5, 11, 13, 15, 16, 19 y 20, explicando un 28.41% de la varianza; un segundo factor comprende los ítems 1, 4, 6, 10, 12, 14, 17 y 18, explicando un 18.48% de la varianza; y un tercero, los ítems 7, 8 y 9, y explica un 3.99% de la varianza.

Si bien esta estructura factorial no se corresponde con la estructura original del cuestionario adaptado, tras analizar el contenido de los ítems agrupados en cada uno de los factores, se comprueba que dicha estructura responde a factores latentes relativos a la redacción y contenido de los mismos. Cabe recordar que el cuestionario adaptado y administrado constaba de ítems que reflejaban: motivos externos, 1 por cada enunciado; introyectados, 2 por cada enunciado: incluyendo opiniones de los demás y sensaciones con uno mismo; identificados, 2 por cada enunciado: referentes al gusto por la acción en sí misma, y a principios y valores.

Así, el primer factor incluye los ítems que reflejan motivos identificados (a excepción de los ítems 7 y 8, que se planteaban inicialmente también como motivos identificados y que no cargan en este factor) y los ítems de motivos introyectados referentes a sensaciones con uno mismo como “sentirse mal” o “avergonzarse” (excepto el ítem 9, aunque este se planteaba inicialmente también como motivo introyectado referente a sensaciones con uno mismo). El segundo factor de esta solución engloba todos los ítems que reflejan motivos externos, así como aquellos que presentan motivos introyectados referentes a la aprobación y la opinión de otros. De esta forma, parece que estos dos primeros factores reflejan los extremos del continuo de la autodeterminación (Gagné y Deci, 2005), constituyendo dos “super” categorías de autorregulación. Así, en el primer factor, los ítems que representan motivos identificados e integrados conforman la subescala de motivación prosocial autónoma, agrupando en este caso motivos identificados así como introyectados relativos a sensaciones propias como el gusto por la propia acción en sí misma. Por otro lado, en el segundo factor los ítems que representan la regulación externa e introyectada conforman la subescala de motivación controlada, incluyendo en este caso motivos tanto externos como introyectados referentes a la aprobación externa. Esta polarización de las tres escalas inicialmente planteadas es coherente con la literatura, ya que algunos cuestionarios contruídos bajo el marco de la teoría de la autodeterminación, en lugar de constar de subescalas separadas de estilo regulatorio tienen solo dos subescalas: regulación controlada y regulación autónoma. Esto se hace cuando las preguntas de investigación que se abordan

pueden ser adecuadamente abordadas con solo estas dos “súper” categorías de regulación (Ryan y Connell, 1989).

Por último, el tercer factor, sólo contiene ítems cuyo contenido se refiere a ser amable o antipático con los demás. El enunciado bajo el que se engloban estos ítems “¿Por qué en tu día a día tratas de ser amable con los demás?” podría estar sesgando, por su contenido semántico, la medida de estos ítems, de manera que midieran simpatía en lugar de un estilo concreto de motivación prosocial. Este concepto, el de la simpatía, ha estado estrechamente relacionado a lo largo de la historia de las ciencias del comportamiento con la empatía (Jahoda, 2005). De hecho, inicialmente autores como Batson (1991) los usaban indistintamente, como sinónimos o términos totalmente equivalentes. Actualmente se entienden como dos conceptos diferentes aunque muy relacionados. Mientras que la simpatía se refiere a la conciencia de la situación de otro como algo que debe aliviarse, la empatía se refiere al intento consciente de comprender las experiencias subjetivas de otro (Wispé, 1986).

Diversos autores (e.g., Batson, 1991; Eisenberg, 1986; Hoffman, 2000) han mostrado cómo la simpatía, en tanto supone la preocupación por el otro, lleva a realizar actos altruistas para aliviar las emociones negativas de terceros, constituyendo uno de los motivos básicos de acción en situaciones de acción moral. Por todo ello, cabe esperar que este tercer factor estuviera relacionado con el primer factor que incluye motivos más internalizados, y especialmente con la medida de empatía que se administró a los participantes de manera complementaria. La interpretabilidad de la estructura factorial obtenida, sugería la posibilidad de considerar dicha estructura en tres factores como provisionalmente viable.

Tabla 7

AFE: Matriz de correlaciones factorial

Factor	1	2	3
1	-		
2	.12	-	
3	.46	.09	-

Por último, la matriz de correlaciones factoriales (Tabla 7) muestra el grado de correlación entre los factores obtenidos. Como puede observarse en la Tabla 7, los factores más estrechamente correlacionados serían el primero y tercer factor ($r = .46$, $p < .001$), tal y como cabía esperar por los motivos expuestos más arriba, seguido de una correlación débil

entre el primer y segundo factor ($r = .12$, $p < .001$); mientras que el segundo factor, permanece prácticamente ortogonal respecto al tercero.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

A continuación, dado que la estructura factorial obtenida con AFE no coincidía con la estructura teórica de nuestro modelo teórico, se contrastaron en el AFC ambos modelos, tanto el modelo original, como el resultante del AFE, además de un modelo de un único factor a modo de hipótesis nula. Los diagramas de flujo reflejando la especificación de cada uno de los modelos contrastados se pueden consultar en el Anexo H. Siguiendo con la estrategia de validación cruzada, para realizar el AFC se utilizó una muestra distinta, compuesta por 118 sujetos. Como se describe en el procedimiento, se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (MV) para analizar la matriz de correlaciones. Este se empleó junto con el procedimiento *bootstrapping* para comprobar que los estimadores no estuvieran afectados por la falta de normalidad detectada en algunos ítems, y que, por tanto, fueran robustos. En cuanto al tratamiento de los valores perdidos, y dado que AMOS no admite que en la base de datos existan valores perdidos para poder obtener ciertos indicadores, se preparó la muestra previamente en SPSS sustituyendo los valores perdidos mediante regresión a la media.

Tabla 8

AFC: Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos propuestos

Índices de ajuste	Valores de referencia	Modelo de un factor	Modelo original	Modelo AFE
χ^2		689.682 ($p < .001$)	515.509 ($p < .001$)	405.332 ($p < .001$)
gl		170	167	168
RMSEA	$\leq .06$	0.162	0.134	0.110
GFI	$\geq .90$	0.563	0.674	0.762
CFI	$\geq .90$	0.458	0.636	0.752
NNFI	$\geq .90$	0.357	0.484	0.572
AIC		769.682	601.509	489.332

Los índices de bondad de ajuste de los modelos contrastados se reflejan en la Tabla 8. En este caso concreto, dada la no-normalidad de la distribución de las respuestas a algunos ítems anteriormente señalada, debe tenerse en cuenta la alta sensibilidad del estadístico chi-cuadrado a las desviaciones de la normalidad. A este respecto, Jöreskog y Sörbom (1996) recomiendan dar mayor valor a otros índices de ajuste complementarios.

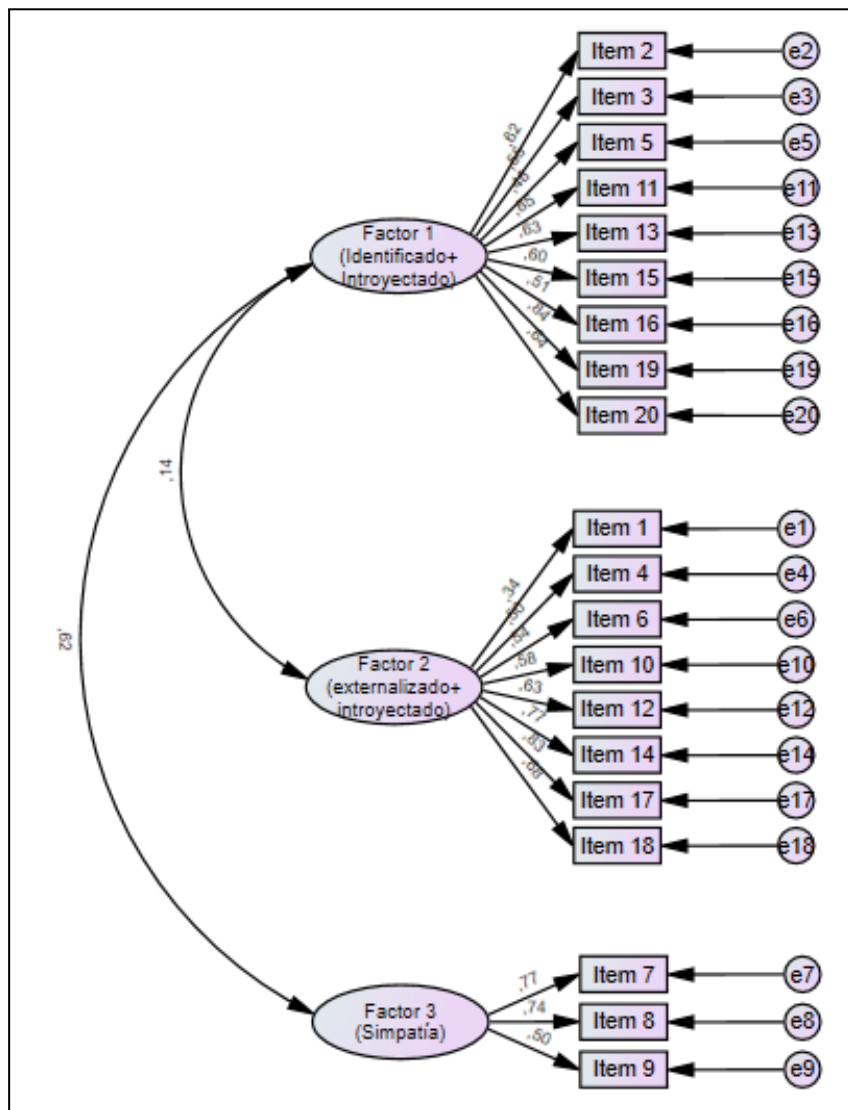
Con relación a los índices de ajuste resumidos en la Tabla 8, podemos constatar que ninguno de los modelos analizados presenta un ajuste adecuado respecto a los valores aceptables de grado de ajuste. Sin embargo, tomando en conjunto los valores de los diferentes índices de ajuste respecto a sus valores de referencia (Hu y Bentler, 1999), y utilizándolos como una medida del grado de ajuste más que como una regla de decisión dicotómica, estos muestran que el modelo arrojado por el AFE es el que presenta un mejor ajuste a los datos. Puede observarse que, para este modelo, los valores de CFI, GFI y NNFI se sitúan más próximos al valor .90, mientras que el índice RMSEA tiene un valor de .11. Por su parte, el AIC del cuarto modelo es sensiblemente inferior al resto de modelos. La diferencia del χ^2 sugiere que el último modelo muestra un ajuste significativamente mejor a los datos que el modelo original, aunque debido a la no-normalidad de la distribución de las respuestas a algunos ítems, este no sea el indicador más fiable en este caso. Se puede concluir, por tanto que podemos rechazar la hipótesis nula de una estructura unifactorial, y aceptar la especificación del modelo arrojado por el AFE para las tres subescalas de la versión española para adultos del cuestionario, como la que de manera global presenta un mejor ajuste.

Sin embargo, para valorar la posibilidad de re-especificar el modelo y lograr un mejor grado de ajuste a los datos, se analizó la información diagnóstica ofrecida por AMOS para este modelo, incluyendo la significatividad de las cargas factoriales, la información proporcionada por la matriz residual, y los índices de modificación o *modification indices* (MIs) y los valores de cambio de parámetro estimado o *expected parameter change values* (EPCVs). Ambos parámetros son indicadores que ayudan a identificar y decidir parámetros que deberían ser añadidos al modelo (Shek y Yu, 2014). El MI de cada parámetro representa la caída esperada en chi-cuadrado si el parámetro se estimara libremente. Para cada MI, hay un valor de cambio de parámetro esperado (EPC), que representa el cambio previsto para cada parámetro fijo en el modelo. Cuanto mayores son los valores de MI y EPC, más sustantivo sería el sentido asociado a dichas relaciones si se añadieran al modelo para un mejor ajuste.

En cuanto a las cargas factoriales de los ítems en los respectivos factores, todas fueron estadísticamente significativas, y presentaron valores por encima de .40, excepto para el ítem 1, aunque este estaba por encima de .30, por lo que se considera aceptable, y en consonancia con la teoría se decide mantenerlo. Por otro lado, la matriz de residuos estandarizados, mostró algunos valores fuera del rango aceptable de [-2, +2] entre ítems que saturan en distintos factores. Sin embargo, no se apreció ningún patrón que sugiriera la eliminación de ninguno de los ítems. Dichos valores pueden ser consecuencia de fuentes de error del propio cuestionario o de sesgos de respuesta de los participantes, pero no necesariamente resultado de la falta de adecuación de la estructura factorial. En último lugar, una vez analizados los MIs, no se encontraron covarianzas entre los errores de medida de ítems dentro de un mismo factor que pudieran incorporarse al modelo y mejorar significativamente el grado de ajuste de este. Por todo ello, no se realizaron modificaciones en el modelo.

Figura 3

Path diagram con pesos estandarizados de cada uno de los ítems.



Finalmente, en la Figura 3, se presenta el output del diagrama de flujo o *path diagram* del modelo que comparativamente presenta un mejor ajuste, aunque este no sea completamente adecuado, con los pesos estandarizados. Tal y como se puede apreciar, en esta estructura factorial, los ítems se concentran en dos factores que agrupan motivos identificados e introyectados (Factor 1, *Motivación autónoma*), y externalizados e introyectados (Factor 2, *Motivación controlada*), quedando los ítems relativos a motivos introyectados repartidos entre ambos. Adicionalmente, un tercer factor agrupa tres ítems que, por su contenido, evaluarían en esta muestra de adultos españoles, el grado de simpatía de los sujetos (Factor 3, *Simpatía*). En consonancia con los resultados de AFE, los factores 1 y 2 presentan una baja correlación entre sí ($r = .14, p < .001$), mientras que los factores 1 y 3 muestran una correlación moderadamente alta ($r = .62, p < .001$). Aunque resulte complicado comparar estas correlaciones entre factores con las encontradas por Ryan y Connell (1989) en el instrumento original, al responder a estructuras factoriales diferentes, podemos ver que sí son coherentes. Mientras que en el instrumento original, los autores encontraron que las escalas de motivación prosocial identificada y externa, no estaban correlacionadas, cabe considerar que en ese caso, ambos factores han incorporado respectivamente ítems de la escala intermedia entre ambos extremos, que contenía motivos introyectados, agrupándose en dos “super” categorías, justificando así que la correlación entre ambos factores aunque muy baja, sea estadísticamente significativa en este caso.

Fiabilidad del cuestionario

A continuación, en cuanto a la fiabilidad del cuestionario, se realizaron análisis de fiabilidad para cada una de las subescalas, conforme al modelo factorial definitivo, y se cotejaron los coeficientes de fiabilidad de la versión original y la versión adaptada para adultos en español. Como se anticipa en el procedimiento, para cada subescala, se obtuvieron los índices de alfa de Cronbach (Cronbach, 1951) y omega de McDonald (McDonald, 1970) a fin de obtener por un lado un indicador de consistencia interna de los ítems, así como una medida independiente del número de ítems de la escala. Este último objetivo se hace especialmente relevante en este caso, ya que las subescalas no tienen el mismo número de ítems. Los cálculos se realizaron con la muestra completa de participantes (N= 238).

Tal y como puede apreciarse en la Tabla 9, los valores de alpha para las tres subescalas fueron de .86, .85 y .66 para las escalas de motivación autónoma, motivación

controlada y simpatía respectivamente. Por su parte, los valores de omega para las subescalas fueron .88, .86 y .70, respectivamente.

Para las dos subescalas de motivación prosocial, en ambos casos, los valores tanto de alpha como de omega se encuentran entre .70 y .90, por lo que pueden considerarse valores aceptables de acuerdo con Campo-Arias y Oviedo (2008). Por su parte, la subescala de simpatía presenta valores de alpha por debajo de .70, no pudiendo considerarse dicho valor adecuado, mientras que el valor de omega sería aceptable.

Tabla 9

Índices de fiabilidad de las escalas

Subescala	Nº ítems	Alpha de Cronbach (α)	Omega de McDonald (ω)
Autónoma	9	.86	.88
Controlada	8	.85	.86
Simpatía	3	.66	.70

Ante la disparidad en el número de ítems que componen cada escala, y puesto que el valor de alpha se ve afectado por el número de ítems (Domínguez-Lara y Merino-Soto, 2015), se consideró más adecuado valorar el coeficiente omega de McDonald, ya que este refleja el verdadero nivel de fiabilidad, independientemente del número de ítems. De forma que, atendiendo exclusivamente a los valores de omega, podemos concluir que las tres subescalas del cuestionario alcanzan buenos niveles de fiabilidad.

En relación con los valores de fiabilidad del cuestionario original informados por Ryan y Connell (1989), si bien es complicado compararlos con los valores aquí obtenidos al reflejar ambos trabajos diferentes estructuras factoriales, cabe destacar que los autores obtuvieron valores de alfa de Cronbach para las tres subescalas del cuestionario con valores comprendidos entre .61 y .85, siendo estos similares a los valores obtenidos en el presente trabajo.

De forma complementaria se calcularon también dichos índices para cada uno de los ítems de cada escala (i.e., alfa de Cronbach y omega de McDonald si se elimina el ítem), para valorar si hubiera algún ítem que pudiese estar afectando negativamente a la consistencia interna de la escala. Tal y como puede apreciarse en la Tabla 10, en ningún caso, para las tres

subescalas se encontró ítem alguno que al ser eliminado incrementara el valor del alpha de Cronbach ni del omega de McDonald, por lo que no se valoró la eliminación de ningún ítem. Por último, se obtuvieron los mismos estadísticos de fiabilidad para todo el cuestionario, arrojando estos análisis un valor de alpha de .86, y un omega de .87, siendo ambos valores indicadores de un buen nivel de fiabilidad.

Tabla 10

Análisis de fiabilidad de cada escala

Motivación Autónoma					
	Media	SD	Correlación ítem-resto	Si se elimina el ítem	
				Cronbach's α	McDonald's ω
Item 2	6.27	1.28	.613	.843	.863
Item 3	6.26	1.34	.546	.849	.868
Item 5	5.89	1.65	.499	.857	.873
Item 11	6.38	1.02	.735	.837	.848
Item 13	5.94	1.34	.624	.842	.860
Item 15	5.95	1.39	.604	.844	.863
Item 16	5.33	1.73	.523	.856	.870
Item 19	6.43	1.04	.699	.839	.851
Item 20	6.02	1.38	.604	.844	.861
Motivación controlada					
Item 1	4.75	2.02	.393	.860	.869
Item 4	3.50	2.07	.546	.841	.855
Item 6	3.87	1.93	.591	.835	.850
Item 10	3.45	1.99	.565	.838	.852
Item 12	2.41	1.70	.623	.831	.844
Item 14	2.67	1.71	.680	.825	.837
Item 17	2.57	1.62	.739	.820	.828
Item 18	2.61	1.72	.680	.825	.837
Simpatía - Estadísticos de fiabilidad por ítem					
Item 7	5.85	1.59	.550	.452	.497
Item 8	6.41	1.15	.495	.581	.588
Item 9	5.23	1.91	.434	.661	.685

De esta forma el cuestionario adopta su forma final: consta de 20 ítems, con 3 escalas: motivación prosocial identificada (9 ítems), motivación prosocial externalizada (8 ítems) y

simpatía (3 ítems). La puntuación de las escalas se obtiene promediando los ítems correspondientes, de forma que una puntuación más alta en determinada escala indicará un nivel más alto de adhesión a dicho estilo regulatorio (motivación prosocial) o rasgo (simpatía). Los descriptivos de las escalas se muestran en la Tabla 11: media, desviación típica, asimetría, curtosis, rango y valor máximo y mínimo. Como puede observarse, para las tres escalas, los valores de asimetría están comprendidos entre [-2, +2].

Tabla 11

Descriptivos de las escalas

	Autónoma	Controlada	Simpatía
N	238	238	238
Media	6.05	3.23	5.83
Mediana	6.22	3.13	6.33
Desviación estándar	0.941	1.30	1.22
Mínimo	1.00	1.00	1.00
Máximo	7.00	7.00	7.00
Asimetría	-1.94	0.555	-1.60

Otras fuentes de validez

En este apartado, se analizó el grado de relación entre las puntuaciones totales de cada factor y las puntuaciones, tanto en las escalas de empatía administradas a los participantes, como las de los ítems de carácter general. Con el fin de poder cuantificar las correlaciones entre el instrumento adaptado al español para adultos y otras medidas relacionadas, en primer lugar, se procedió a calcular las puntuaciones de los sujetos en cada uno de los instrumentos administrados, para a continuación calcular y analizar las correlaciones obtenidas, tal y como se describe a continuación:

Empatía: Interpersonal Reactivity Index (IRI). En este caso para las escalas de fantasía o “*Fantasy*” y preocupación empática o “*Empathic concern*” incluidas en el cuestionario telemático administrado a los participantes, compuestas por 6 y 8 ítems,

respectivamente, la puntuación total de cada escala se obtuvo promediando las respuestas dadas a cada uno de los ítems que forman la escala (teniendo en cuenta que los ítems de estas escalas marcados con una “R” en el Anexo D, están formulados de manera inversa).

Conforme al marco teórico propuesto en este trabajo, se hipotetiza que aquellos motivos más autónomos para la acción prosocial están asociados con niveles más altos de empatía. Adicionalmente, al haber definido una tercera subescala que en la población española parece evaluar simpatía, y dada la estrecha relación de este rasgo con la empatía, se esperaba de igual modo encontrar una alta correlación entre ambas medidas. A fin de comprobarlo, se calcularon las correlaciones entre las dos escalas de motivos prosociales (autónoma y controlada), la escala de simpatía y las puntuaciones de las dos escalas de empatía, tal y como se refleja en la Tabla 12. En primer lugar, las correlaciones entre las escalas de empatía y la escala de motivación prosocial autónoma toman valores comprendidos entre .15 y .51 (con $p < .01$ y $p < .001$, respectivamente); mientras que la puntuación de escala de motivación prosocial controlada no alcanza ninguna correlación estadísticamente significativa con ambas medidas de empatía. Este resultado aporta evidencia de validez convergente. En segundo lugar, las correlaciones entre las puntuaciones en las escalas de empatía y la escala de simpatía toman valores de .14 y .25 ($p < .05$ y $p < .001$, respectivamente). De modo que, se confirma la proximidad de ambos constructos, constituyendo este resultado una evidencia adicional de validez.

Tabla 12

Matriz de correlaciones con las escalas de empatía

	Autónoma	Controlada	Simpatía	Fantasia	Preocupación
Autónoma	-				
Controlada	.21**	-			
Simpatía	.51***	.21***	-		
Fantasia	.15*	.01	.14*	-	
Preocupación	.42***	.03	.27***	.29***	-

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Ítems adicionales de carácter general. En este sentido, dado que cada uno de los cinco ítems incluidos al final del cuestionario representa respectivamente motivos externalizados, introyectados e identificados, tal y como se especifica en el Anexo D, el grado de relación existente entre las puntuaciones de los sujetos en cada una de las tres subescalas del cuestionario y las puntuaciones en estos ítems de carácter general, nos ofrecen una medida de validez.

Es decir, al poder relacionar los motivos informados por los participantes sobre qué les ha llevado a participar de manera voluntaria en el estudio completando el formulario, y los motivos informados para los comportamientos hipotéticos incluidos en el cuestionario, se establece una correspondencia entre los enunciados del cuestionario y una conducta observada. Para ello, se tomaron de forma directa y sin transformación alguna las puntuaciones directas de los sujetos en cada uno de estos cinco ítems.

Tabla 13

Matriz de correlaciones con los ítems generales

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Autónoma	-							
2. Controlada	.208**	-						
3. Simpatía	.505***	.212***	-					
4. IG_E	.060	.492***	.031	-				
5. IG_ID_1	.457***	.007	.233***	-.020	-			
6. IG_ID_2	.384***	.081	.218***	.053	.813***	-		
7. IG_IJ_1	.080	.240***	.032	.429***	.129*	.167*	-	
8. IG_IJ_2	.088	.533***	.034	.668***	.035	.086	.390***	-

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Las puntuaciones de las tres escalas se han correlacionado con los cinco ítems de tipo general incluidos para este propósito, obteniéndose los resultados que se presentan en la Tabla 13. Como puede observarse, el primer ítem general que refleja motivos externalizados, presenta una correlación significativa, aunque baja con la escala de motivación controlada ($r = .21$, $p < .0001$). Los ítems generales que contienen motivos identificados, por su parte, correlacionan moderadamente y de forma significativa con la escala de motivación autónoma y de simpatía respectivamente con valores comprendidos entre .22 y .46 (con $p < .001$ en todos los casos); por último los ítems generales con motivos introyectados, correlacionan con las puntuaciones en la escala de motivación controlada, con valores comprendidos entre .24 y .53 (con $p < .001$ en todos los casos). Estos resultados también aportan evidencia de validez convergente al cuestionario.

Conclusiones y Discusión

El objetivo del presente estudio era analizar las propiedades psicométricas de la versión adaptada al español para adultos del *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P)

creado por Ryan y Connell (1989), a fin de proponer una medida validada de motivación prosocial en adultos en español.

Más específicamente, conforme a los objetivos inicialmente planteados en este trabajo, se ha confirmado en primera instancia, la adecuación del cuestionario adaptado, tras haber realizado una exploración descriptiva de las respuestas de los sujetos que confirmó que no existían anomalías destacables que pudieran indicar una falta de adecuación de los ítems. Sin embargo, respecto a la estructura interna del cuestionario, no se pudo confirmar que este siguiera la misma estructura que el cuestionario original, al no haber encontrado evidencia empírica que permita confirmar las hipótesis planteadas: (1) Si bien el análisis factorial del SRQ-P dio lugar a tres factores como mejor solución factorial de la estructura del cuestionario, estos no corresponden exactamente a las dimensiones de regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada. (2) Al no haber encontrado tres factores que representen los distintos estilos normativos de motivación prosocial del continuo de la autodeterminación, no se pudo corroborar que las correlaciones entre los factores formasen un patrón ordenado. (3) Finalmente, en relación con la anterior hipótesis, la rotación oblicua debería haber reflejado la estructura de las dimensiones subyacentes mejor que la rotación ortogonal. Sin embargo, en este caso, la relación entre los factores de motivación prosocial autónoma y controlada fue prácticamente ortogonal.

En este sentido, los resultados de los análisis realizados van en línea con la teoría de la autodeterminación si bien no coinciden exactamente con las especificaciones del instrumento original, distinguiéndose tres escalas que miden motivación autónoma y controlada, además de simpatía. El cuestionario original validado por Ryan y Connell (1989), por su parte, constaba de tres escalas que reflejaban, respectivamente, motivos identificados, introyectados y externalizados. Sin embargo, en el caso de la versión española para adultos, el modelo que mejor se ajusta a los datos es aquel en el que estos tres tipos de motivos se agrupan en dos “super” categorías ubicadas en los extremos del continuo de la autodeterminación (ver Figura 1). No obstante, es necesario señalar que, a pesar de que esta estructura factorial fue la que comparativamente reflejó un mejor grado de ajuste a los datos, no se logró obtener índices de ajuste del modelo que presentaran valores adecuados respecto a los valores de referencia aceptables (Hu y Bentler, 1999).

Pese a que los resultados del AFC no fueran plenamente satisfactorios, y aunque la literatura existente sugiere que los estudios que informan resultados positivos y/o estadísticamente significativos tienen más probabilidades de ser publicados (Dwan et al., 2013), cada vez más se hace evidente la relevancia de comunicar y/o publicar hallazgos

negativos, como es el caso del presente análisis, a fin de dar a conocer las fortalezas y limitaciones del trabajo llevado a cabo. Dicho sesgo a la hora de publicar resultados únicamente significativos no sólo ralentiza el avance científico, sino que de manera más relevante puede constituir una amenaza potencial para la validez de los estudios de meta-análisis, al provocar que la evidencia fácilmente disponible no sea fiable para la toma de decisiones.

Anteriormente, autores como Sterling (1959), advertían de que existía evidencia de que en aquellos ámbitos en los que se emplean habitualmente pruebas estadísticas de significación, no se publican las investigaciones que arrojan resultados no significativos. Estos resultados, al ser desconocidos para otros investigadores, llevan a que pueda repetirse de forma recurrente el mismo procedimiento sin superar las limitaciones de estudios anteriores. Es por ello que, a pesar de que los análisis de la validez basada en la estructura interna del cuestionario del presente trabajo no fueron estadísticamente adecuados, este informe pretende dar cuenta de los pasos seguidos y los resultados obtenidos, a fin de garantizar la replicabilidad del estudio y propiciar que futuras investigaciones puedan superar las posibles limitaciones de esta.

Por otro lado, pese a que resulta complejo comparar los índices de fiabilidad de dos estructuras factoriales distintas, sí es posible indicar que el análisis de la consistencia interna muestra que los tres factores poseen adecuados indicadores de fiabilidad, siendo estos comparables, e incluso superiores, a los de la versión original. Finalmente, respecto a las correlaciones encontradas entre las escalas del cuestionario y la medida de empatía administrada a los participantes, en el presente estudio se encontró, de manera consistente a los resultados informados por Ryan y Connell (1998) que las escalas de empatía correlacionaron más alto y de manera significativa con la escala de motivación prosocial autónoma, mientras que estas no correlacionaron con la puntuación de la escala de motivación prosocial controlada.

En conclusión, la versión española para adultos del *Prosocial self-regulation questionnaire* (SRQ-P) posee adecuadas propiedades psicométricas, similares a las obtenidas por Ryan y Connell (1998), ya que los resultados del presente estudio muestran que se trataría de una medida válida y fiable mediante la cual evaluar el grado en que las motivaciones prosociales de adultos hispanohablantes se ubican en un extremo u otro del continuo de la autodeterminación (Gagné y Deci, 2005; Ryan y Deci, 2000). Puesto que hasta la fecha no existía previamente un cuestionario de este tipo para analizar la motivación prosocial, este

puede ser un instrumento que ayude a alcanzar un conocimiento más amplio de este concepto.

En esa misma línea, conocer qué motivos dirigen la conducta prosocial en adultos puede ser de especial relevancia en un cuerpo de investigación cada vez más relevante que estudia desde la SDT conductas de ayuda, comportamientos prosociales y benevolencia (e.g., Weinstein y Ryan, 2010). Más aún, esta medida podría ser de especial interés en el ámbito de estudio del comportamiento organizacional, en el que recientemente, los investigadores de la motivación han enfatizado, entre otros hallazgos, la importancia de la motivación prosocial en la mejora del desempeño individual, llegando a ampliar esta línea de investigación, al ámbito del trabajo en equipo (e.g., Grant, 2008; Grant y Sumanth, 2009; Hu y Liden, 2015).

Además de los aspectos positivos que pueden derivarse del análisis psicométrico de este cuestionario adaptado, como cualquier estudio, este trabajo presenta una serie de limitaciones que deben tenerse en cuenta en futuras investigaciones. En primer lugar, aunque se ha tratado de reclutar un número suficiente de participantes a fin de que la muestra fuese suficientemente amplia para realizar los análisis pertinentes, es cierto que el tamaño muestral logrado podría ser superado en futuros estudios para evaluar la calidad psicométrica de este cuestionario. Esta limitación muestral podría estar afectando la robustez de los análisis factoriales llevados a cabo así como la sensibilidad de los distintos índices de ajuste calculados (Nunnally y Bernstein, 1995). Además, podría resultar conveniente ampliar la muestra a otro tipo de participantes, ya que en este caso la mayoría de estos formaban parte de la comunidad universitaria, así como establecer comparaciones entre distintas variables sociodemográficas, como el género o rangos de edad.

En segundo lugar, en tanto el cuestionario se distribuyó telemáticamente en redes sociales (i.e., Whatsapp, LinkedIn, Facebook e Instagram) mediante un enlace de acceso a la plataforma Qualtrics®, los resultados podrían estar reflejando algunas de las desventajas del uso de este medio. Arroyo y Finkel (2019) destacan que, en el caso de los cuestionarios *online*, debido a la falta del control que puede ejercer un encuestador, podría deteriorarse la calidad de cumplimentación del cuestionario, que podría derivar, bien en respuestas incompletas con omisiones en algunos ítems, o bien en no responder con la diligencia debida.

En este sentido, la falta de dedicación o concentración de los participantes podría derivar en dos principales fuentes de ruido en los datos recabados, que deberían controlarse en futuros estudios. Por un lado, en este trabajo no se incluyeron en el cuestionario adaptado ítems inversos por la dificultad de comprensión que podría generar una redacción demasiado compleja. Sin embargo, podría ser de interés incluir ítems inversos para controlar el sesgo de

aquiescencia, o lo que es lo mismo, la tendencia de los sujetos a estar de acuerdo con las afirmaciones que se les presentan, sin que la acción sea un fiel reflejo de su propia posición o de la pregunta en sí. Dada la variabilidad poblacional en lo que a este tipo de sesgo respecta, ignorar sus posibles efectos en las puntuaciones del cuestionario podría comprometer la corrección y la validez de las puntuaciones (Kreitchmann et al., 2019). Tales errores de medida inducidos por el estilo de respuesta distorsionan la matriz de correlación entre ítems y, en consecuencia, pueden afectar las estimaciones de fiabilidad así como la dimensionalidad y estructura factorial del instrumento (e.g., Abad et al., 2018; Navarro-González et al., 2016). Por otro lado, el sesgo provocado por posibles respuestas descuidadas o *careless responding* es consecuencia de las respuestas al cuestionario que no prestan atención al contenido real de cada ítem, constituyendo una amenaza para la estructura factorial, la fiabilidad y la validez de las medidas obtenidas (Schroeders et al., 2022). Este sería, por tanto, otro sesgo a controlar en futuros trabajos de validación psicométrica de este instrumento. A este respecto, se han propuesto diferentes enfoques para detectar respuestas descuidadas, tales como la inclusión en el cuestionario de preguntas de sondeo que evalúan directamente el comportamiento de respuesta del cuestionario (por ejemplo, mediante ítems de control en los que se le dan instrucciones directas al participante de seleccionar una opción de respuesta determinada) o el análisis de datos auxiliares o metadatos, como por ejemplo, los tiempos de respuesta.

Por último, en lo que se refiere a la relación con otras variables, en futuros trabajos de validación de la versión adaptada para adultos en español del SRQ-P, sería conveniente recabar medidas adicionales de otras variables relacionadas con los motivos prosociales. Entre otras opciones, en este trabajo se planteó inicialmente incluir una medida de razonamiento moral, ya que, siguiendo a Ryan y Connell (1998) estilos de regulación o de motivación más internalizados para los actos prosociales están asociado con formas más maduras de razonamiento moral. Sin embargo, esta medida finalmente no se incluyó debido a la extensión de los instrumentos más habitualmente utilizados para medir razonamiento moral, y al carácter voluntario de la participación en el estudio, puesto que se pensó que alargar el tiempo de dedicación requerido para participar en el estudio podría haber resultado en una pérdida considerable de participantes. Sin embargo, si en el futuro se quisieran replicar los análisis llevados a cabo por Ryan y Connell (1989) en lo relativo a esta variable, sería necesario distribuir a los participantes la prueba de definición de problemas (DIT; Rest, 1979), en su adaptación española validada por Pérez-Delgado y Soler (1994).

Otras posibles fuentes de validez convergente, basadas en investigaciones del ámbito organizacional en el marco de la SDT (por ejemplo, Grant, 2008; Ryan y Deci, 2017), serían

medidas empíricas de desempeño, bienestar o incluso de retención de los empleados, ya que se ha demostrado que las motivaciones de tipo autónomo producen un mejor desempeño, bienestar y retención que los tipos controlados de motivación (Van den Broeck et al., 2016). En este sentido profundizar en la comprensión de la motivación prosocial y desarrollar medidas exhaustivas y de calidad es de gran relevancia, dado que, de manera recurrente, los investigadores han argumentado durante mucho tiempo que los empleados motivados prosocialmente tienen más probabilidades de lograr un alto desempeño en organizaciones impulsadas por una misión a través del compromiso y la dedicación, ayudando a compañeros de trabajo, supervisores, y clientes y mostrando mayores niveles de cooperación (Grant y Sumanth, 2009). Trabajos de investigación empíricos apoyan estos argumentos mostrando que la motivación prosocial puede ser útil para predecir niveles más altos de desempeño en varios y variados campos (e.g., extinción de incendios y recaudación de fondos - Grant, 2008; obra hospitalaria y educativa - Ilies, et al., 2006; ingeniería - Kamdar y Van Dyne, 2007; trabajo gubernamental - Perry y Hondeghem, 2008; y enfermería - Riggio y Taylor, 2000). Obtener medidas adecuadas del grado de motivación prosocial de los empleados podría mejorar la comprensión de tales procesos organizacionales.

Finalmente, en este caso no se incluyeron medidas que pudiera aportar validez divergente, dado que lo contrario a la motivación es precisamente la ausencia de la misma o amotivación. Este, sin embargo, es un concepto ampliamente analizado y estudiado en el ámbito clínico, en tanto la amotivación se considera un síntoma negativo característico en trastornos psicóticos (Foussias y Remington, 2010). Si en futuras líneas de investigación se decidiera incluir medidas que aporten validez divergente, podría ser conveniente recurrir a subescalas de apatía y/o anhedonia-asocialidad, como las incluidas en la Escala de Evaluación de Síntomas Negativos o *Scale for Assessment of Negative Symptoms* (SANS) (Andreasen, 1984). De esta forma el análisis de su validez convergente y discriminante se podría llevar a cabo mediante una matriz multirrasgo-multimétodo (Campbell y Fiske, 1959), para comprobar que el cuestionario en fase de prueba mide realmente el constructo de interés, mediante el estudio de la diagonal de la fiabilidad, la diagonal de validez convergente y los triángulos hetero-método/hetero-rasgo y hetero-rasgo/mono-método resultantes.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V. y García, C. (2011). *Medición en ciencias del comportamiento y de la salud*. Editorial Síntesis.
- Aiken, L. R. (1996). *Rating scales and checklists: Evaluating behavior, personality, and attitudes*. John Wiley & Sons.
- Andreasen, N. (1989). The Scale for the Assessment of Negative Symptoms (SANS): Conceptual and Theoretical Foundations. *British Journal of Psychiatry*, 155(S7), 49-52. <https://doi.org/10.1192/S0007125000291496>
- Arroyo, M. y Finkel, L. (2019). Encuestas por Internet y nuevos procedimientos muestrales. *Panorama social*, (30), 41-53. https://eprints.ucm.es/id/eprint/58785/1/Encuestas_por_internet_y_nuevos_procedim.pdf
- Babič, K., Černe, M., Connelly, C. E., Dysvik, A. y Škerlavaj, M. (2019). Are we in this together? Knowledge hiding in teams, collective prosocial motivation and leader-member exchange. *Journal of Knowledge Management*, 23(8), 1502-1522. <https://doi.org/10.1108/JKM-12-2018-0734>
- Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods in the Social Sciences*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G. y Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina clínica*, 122(1), 21-27. <https://doi.org/10.1157/13057542>
- Batson, C. D. (1987). Prosocial motivation: Is it ever truly altruistic?. En L. Berkowitz (Ed.) *Advances in experimental social psychology* (Vol. 20. pp. 65-122). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60412-8](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60412-8)
- Batson, C. D. (1991). *The Altruism Question: Toward a Social-Psychological Answer* (1st ed.). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315808048>
- Batson, C. D. (1998). Altruism and prosocial behavior. En D. T. Gilbert, S. T. Fiske, y G. Lindzey (Eds.) *The Handbook of Social Psychology*, (Vol. 2, pp. 282–316). McGraw Hill.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables* (Vol. 210). John Wiley y Sons.

- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81–105.
<https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Campo-Arias, A, y Oviedo, H. C. (2008). Psychometric properties of a scale: internal consistency. *Revista de salud pública*, 10(5), 831-839.
http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0124-00642008000500015&lng=en&tlng=es.
- Carlo, G., Roesch, S. C. y Melby, J. (1998). The multiplicative relations of parenting and temperament to prosocial and antisocial behaviors in adolescence. *The Journal of Early Adolescence*, 18(3), 266-290. <https://doi.org/10.1177%2F0272431698018003003>
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate behavioral research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Costello, A. B. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, 10(1), 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
https://www.uv.es/friasnav/Davis_1980.pdf
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (1987). The support of autonomy and the control of behavior. *Journal of personality and social psychology*, 53(6), 1024-1037.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.6.1024>
- Domínguez-Lara, S. A. y Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach?. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77340728053>
- Dowling, W. F. y Sayles, L. R. (1971). *How managers motivate: The imperatives of supervision*. McGraw-Hill.
- Dwan, K., Gamble, C., Williamson y P. R., Kirkham, J. J. (2013). Systematic review of the empirical evidence of study publication bias and outcome reporting bias—an updated review. *PloS one*, 8(7), e66844. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0066844>

- Dziuban, C. D. y Shirkey, E. C. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, 81(6), 358–361. <https://doi.org/10.1037/h0036316>
- Eaton, C. A., Velicer, W. F. y Fava, J. L. (1999). Determining the number of components: An evaluation of parallel analysis and the minimum average partial correlation procedures. *Unpublished manuscript*, 111-121.
- Eisenberg, N. (1986). *Altruistic Emotion, Cognition, and Behavior (PLE: Emotion)* (1st ed.). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315746135>
- Estrada, P. (1995). Adolescents' self-report of prosocial responses to friends and acquaintances: The role of sympathy-related cognitive, affective, and motivational processes. *Journal of research on adolescence*, 5(2), 173-200. https://doi.org/10.1207/s15327795jra0502_2
- Fernández-Puig, V., Mayayo, J. L., Lusar, A. C. y Tejedor, C. V. (2015). Evaluando la salud laboral de los docentes de centros concertados: el Cuestionario de Salud Docente. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 31(3), 175-185. <https://doi.org/10.1016/j.rpto.2015.07.001>
- Foussias, G. y Remington, G. (2010). Negative symptoms in schizophrenia: avolition and Occam's razor. *Schizophrenia bulletin*, 36(2), 359-369. <https://doi.org/10.1093/schbul/sbn094>
- Gagné, M. y Deci, E. L. (2005). Self-determination theory and work motivation. *Journal of Organizational behavior*, 26(4), 331-362. <https://doi.org/10.1002/job.322>
- Grant, A. M. (2007). Relational job design and the motivation to make a prosocial difference. *Academy of management review*, 32(2), 393-417. <https://doi.org/10.5465/amr.2007.24351328>
- Grant, A. M. (2008). Does intrinsic motivation fuel the prosocial fire? Motivational synergy in predicting persistence, performance, and productivity. *Journal of applied psychology*, 93(1), 48. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.1.48>
- Grant, A. M. y Berg, J. M. (2012). Prosocial motivation. En K. S. Cameron y G. M. Spreitzer (Eds.), *The Oxford handbook of positive organizational scholarship* (pp. 28–44). Oxford University Press.
- Grant, A. M. y Sumanth, J. J. (2009). Mission possible? The performance of prosocially motivated employees depends on manager trustworthiness. *Journal of Applied Psychology*, 94(4), 927. <https://doi.org/10.1037/a0014391>

- Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la Estructura y Estabilidad de los Instrumentos de Evaluación: Un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300.
http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-05592010000300009&lng=es&tlng=en.
- Herzberg, F. I. (1966). *Work and the nature of man*. World Publishing.
- Ho, A. D. y Yu, C. C. (2015). Descriptive statistics for modern test score distributions: Skewness, kurtosis, discreteness, and ceiling effects. *Educational and psychological measurement*, 75(3), 365-388. <https://doi.org/10.1177/0013164414548576>
- Hoffman, M. L. (2000). *Empathy and moral development*. Cambridge University Press.
https://doi.org/10.5926/arepj1962.35.0_157
- Hogan, R. (1969). Development of an empathy scale. *Journal of consulting and clinical psychology*, 33(3), 307-316. <https://doi.org/10.1037/h0027580>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hu, J. y Liden, R. C. (2015). Making a difference in the teamwork: Linking team prosocial motivation to team processes and effectiveness. *Academy of Management Journal*, 58(4), 1102-1127. <https://doi.org/10.5465/amj.2012.1142>
- Ilies, R., Scott, B. A. y Judge, T. A. (2006). The interactive effects of personal traits and experienced states on intraindividual patterns of citizenship behavior. *Academy of management Journal*, 49(3), 561-575. <https://doi.org/10.5465/amj.2006.21794672>
- Jahoda, G. (2005). Theodor Lipps and the shift from “sympathy” to “empathy”. *Journal of the History of the Behavioral Sciences*, 41(2), 151-163.
<https://doi.org/10.1002/jhbs.20080>
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software International.
- Kamdar, D. y Van Dyne, L. (2007). The joint effects of personality and workplace social exchange relationships in predicting task performance and citizenship performance. *Journal of applied psychology*, 92(5), 1286-1298.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.5.1286>

- Kohlberg, L. y Kramer, R. (1969). Continuities and discontinuities in childhood and adult moral development. *Human development*, 12(2), 93-120.
<https://www.jstor.org/stable/26761853>
- Kreitchmann, R. S., Abad, F. J., Ponsoda, V., Nieto, M. D. y Morillo, D. (2019). Controlling for response biases in self-report scales: Forced-choice vs. psychometric modeling of Likert items. *Frontiers in psychology*, 10, 2309.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02309>
- Latham, G. P. y Pinder, C. C. (2005). Work motivation theory and research at the dawn of the twenty-first century. *Annu. Rev. Psychol.*, 56, 485-516.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.142105>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología/annals of psychology*, 30(3), 1151-1169.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Aguado, M. y Gutiérrez-Provecho, L. (2019). Cómo realizar e interpretar un análisis factorial exploratorio utilizando SPSS. *REIRE Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 12(2), 1-14. <https://doi.org/10.1344/reire2019.12.227057>
- McDonald, R. P. (1970). Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematics and Statistical Psychology*, 23(1), 1-21.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x>
- Mehrabian, A. y Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. *Journal of personality*, 40(4), 525-543. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1972.tb00078.x>
- Martínez-Arias, R. (1995). *Psicometría*. Síntesis Psicológica.
- Martínez-Arias, R., Castellanos, M. A. y Chacón, J. C. (2014). *Métodos de investigación en Psicología*. EOS Universitaria.
- Navas, M. J. (2001). *Métodos, diseños y técnicas de investigación psicológica*. UNED.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory 3E*. Tata McGraw-Hill education.
- Pavey, L., Greitemeyer, T. y Sparks, P. (2012). “I help because I want to, not because you tell me to” empathy increases autonomously motivated helping. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38(5), 681-689. <https://doi.org/10.1177/0146167211435940>
- Pérez, E. R., y Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3161108.pdf>

- Pérez, J.A., Moreno, R. y Chacón, S. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Su2),442-446. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72797102>
- Pérez-Albéniz, A., De Paúl, J., Etxeberria, J., Montes, M. P. y Torres, E. (2003). Adaptación de interpersonal reactivity index (IRI) al español. *Psicothema*, 15(2), 267-272. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8118>
- Pérez-Delgado, E. y Soler, M. J. (1994). El cuestionario de problemas sociomoraes (DIT) de J. Rest y su uso informatizado. *Pixel-Bit: Revista de medios y educación*, (20), 5-15. <https://redined.educacion.gob.es/xmlui/bitstream/handle/11162/95433/00820123017706.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Perry, J. L. y Hondeghem, A. (2008). Building theory and empirical evidence about public service motivation. *International public management journal*, 11(1), 3-12. <https://doi.org/10.1080/10967490801887673>
- Porter, L. W, y Lawler, E. E. III. (1986). *Managerial attitudes and performance*. Richard D. Irwin.
- Rest, J. R. (1979). *Revised manual for the defining issues test: An objective test of moral judgment development*. Minnesota Moral Research Projects.
- Rico, R., Salas, E., Burke, S. y Hinsz, V. (2017). A multilevel model of Multiteam Motivation and Performance. *Organizational Psychology Review*, 7(3), 197-226. <https://doi.org/10.1177%2F2041386616665456>
- Riggio, R. E. y Taylor, S. J. (2000). Personality and communication skills as predictors of hospice nurse performance. *Journal of business and Psychology*, 15(2), 351-359. <https://doi.org/10.1023/A:1007832320795>
- Rodríguez, R. M., Gil, J. A. P. y Moscoso, S. C. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Su2), 442-446. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72797102>
- Ryan, R. M. y Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: examining reasons for acting in two domains. *Journal of personality and social psychology*, 57(5), 749-761. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.5.749>
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary educational psychology*, 25(1), 54-67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford Publications.

- Ryan, R. M., Deci, E. L., Vansteenkiste, M. y Soenens, B. (2021). Building a science of motivated persons: Self-determination theory's empirical approach to human experience and the regulation of behavior. *Motivation Science*, 7(2), 97–110. <https://doi.org/10.1037/mot0000194>
- Sanz-Vergel, A. I., Sebastián, J., Rodríguez-Muñoz, A., Garrosa, E., Moreno-Jiménez, B. y Sonnentag, S. (2010). Adaptación del "Cuestionario de Experiencias de Recuperación" a una muestra española. *Psicothema*, 22(Número 4), 990-996. Recuperado a partir de <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8982>
- Satorra, A. y Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399–419). Sage Publications, Inc.
- Schmitt, T. A., Sass, D. A., Chappelle, W., & Thompson, W. (2018). Selecting the “best” factor structure and moving measurement validation forward: An illustration. *Journal of personality assessment*, 100(4), 345-362. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1449116>
- Schroeders, U., Schmidt, C. y Gnambs, T. (2022). Detecting careless responding in survey data using stochastic gradient boosting. *Educational and psychological measurement*, 82(1), 29-56.
- Shek, D. T. y Yu, L. (2014). Confirmatory factor analysis using AMOS: a demonstration. *International Journal on Disability and Human Development*, 13(2), 191-204. <https://doi.org/10.1515/ijdh-2014-0305>
- Sterling, T. D. (1959). Publication decisions and their possible effects on inferences drawn from tests of significance—or vice versa. *Journal of the American Statistical Association*, 54(285), 30-34. <https://doi.org/10.1080/01621459.1959.10501497>
- Thompson, B. (1994). The Pivotal Role of Replication in Psychological Research: Empirically Evaluating the Replicability of Sample Results. *Journal of Personality*, 62, 157-176. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1994.tb00289.x>
- Tucker, L. R. y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>
- Urbano-Contreras, A., Iglesias-García, M. T., & Martínez-González, R. A. (2019). Diseño y validación de la Escala de Tiempo Compartido en la Pareja (TCP). *Psychology, Society & Education*, 11(2), 165-175. <https://doi.org/10.25115/psye.v11i2.1909>

- Van den Broeck, A., Ferris, D. L., Chang, C. H. y Rosen, C. C. (2016). A review of self-determination theory's basic psychological needs at work. *Journal of Management*, 42(5), 1195-1229. <https://doi.org/10.1177%2F0149206316632058>
- Weinstein, N. y Ryan, R. M. (2010). When helping helps: autonomous motivation for prosocial behavior and its influence on well-being for the helper and recipient. *Journal of personality and social psychology*, 98(2), 222–244. <https://doi.org/10.1037/a0016984>
- West, S. G., Finch, J. F. y Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56–75). Sage Publications, Inc.
- Wispé, L. (1986). The distinction between sympathy and empathy: To call forth a concept, a word is needed. *Journal of personality and social psychology*, 50(2), 314-321. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.2.314>
- Wrzesniewski, A., McCauley, C., Rozin, P. y Schwartz, B. (1997). Jobs, careers, and callings: People's relations to their work. *Journal of research in personality*, 31(1), 21-33. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2162>
- Zwick, W. R. y Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological bulletin*, 99(3), 432. https://www.researchgate.net/profile/Wayne-Velicer/publication/225083592_Comparison_of_5_rules_for_determining_the_number_of_components_to_retain/links/00b49518930d4067e4000000/Comparison-of-5-rules-for-determining-the-number-of-components-to-retain.pdf

Anexo A. Traducción del cuestionario original¹

<i>Estas preguntas son sobre las razones por las que haces las cosas. Diferentes niños pueden tener diferentes razones. Queremos saber cómo de cierta es cada una de estas razones para ti.</i>		<i>Muy cierta</i>	<i>Algo cierta</i>	<i>No muy cierta</i>	<i>No del todo cierta</i>
	1) ¿Por qué mantienes una promesa a tus amigos/as?	1	2	3	4
IJ	1. Para poder gustar a mis amigos/as.				
IJ	2. Porque me sentiría mala persona si no lo hiciera.				
E	3. Porque mis amigos/as se enfadarán conmigo si no lo hago.				
IN	4. Porque creo que es importante cumplir las promesas.				
IN	5. Porque no me gusta romper promesas.				
	2) ¿Por qué no te burlas de otro niño por cometer un error?				
E	6. Porque si lo hago, me meteré en problemas.				
IN	7. Porque creo que es importante ser amable con los demás.				
IJ	8. Porque me avergonzaría de mí mismo/a si lo hago.				
IJ	9. Porque si lo hago no les gustaré a los otros niños/as.				
IN	10. Porque no me gusta ser malo/a.				
	3) ¿Por qué no golpeas a alguien cuando estás enfadado con ellos?				
E	11. Porque si lo hago, me meteré en problemas.				
IJ	12. Porque quiero gustarles a otros niños.				
IN	13. Porque no me gusta golpear a los demás.				
IN	14. Porque no quisiera lastimar a nadie.				
IJ	15. Porque me sentiría mal conmigo mismo/a si lo hiciera.				
	4) ¿Por qué tratas de ser amable con otros niños?				
IJ	16. Porque si no lo hago no les gustaré a los otros niños/as.				
E	17. Porque si no lo hago, me meteré en problemas.				
IN	18. Porque creo que es importante ser una buena persona.				
IJ	19. Porque me sentiría mal conmigo mismo/a si no lo hiciera.				
IN	20. Porque no me gusta ser malo/a.				
	5) ¿Por qué ayudarías a alguien que está en apuros?				
IN	21. Porque creo que es importante ayudar cuando se necesita.				
E	22. Porque podría meterme en problemas si no lo hiciera.				
IN	23. Porque me sentiría mal conmigo mismo/a si no lo hiciera.				
IJ	24. Porque quiero gustarles a otros niños.				
IJ	25. Porque es satisfactorio ayudar a los demás.				

¹ Las abreviaturas E, ID e IJ corresponden respectivamente a: externos, identificados e introyectados.

Anexo B. Primera versión del cuestionario adaptado.

Para cada uno de los siguientes ítems indique, en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo), en qué medida cada uno de los motivos propuestos refleja las razones por las que decidiría actuar como se describe en cada una de las situaciones que se presentan a continuación.

	Totalmente en desacuerdo					Totalmente de acuerdo	
	1	2	3	4	5	6	7
1) ¿Por qué mantienes tu palabra cuando te comprometes con los demás a hacer algo?							
1. Porque no me gusta incumplir una promesa.							
2. Porque creo que es importante cumplir mi palabra.							
3. Porque los demás se molestarían conmigo si no lo hiciera.							
4. Porque me siento presionado por los demás.							
5. Porque me sentiría mal conmigo mismo si lo hiciera.							
2) ¿Por qué no te burlarías de alguien que has visto caerse en la calle?							
1. Porque los demás se enfadarían conmigo si lo hiciera.							
2. Porque no me gusta reírme de los demás.							
3. Porque considero que es importante ser considerado con los demás.							
4. Porque me avergonzaría de mí mismo si lo hiciera.							
5. Porque los demás no aprobarían que lo hiciera.							
3) ¿Por qué no agredirías a alguien con quien estuvieras teniendo una discusión?							
1. Porque si lo hiciera me metería en problemas.							
2. Porque no me gusta hacer daño a los demás.							
3. Porque para mí es importante no agredir a los demás.							
4. Porque los demás se avergonzarían de mí si lo hiciera.							
5. Porque me sentiría mal conmigo mismo si lo hiciera.							
4) ¿Por qué en tu día a día tratas de ser amable con los que te rodean?							
1. Porque los demás se molestarían conmigo si no lo hiciera.							
2. Porque no me gusta ser antipático con los demás.							
3. Porque considero que es importante ser amable con los demás.							
4. Porque me sentiría mala persona si no lo hiciera.							
5. Porque quiero que los demás me den su aprobación.							
5) ¿Por qué no ignorarías a alguien que estuviera pidiendo ayuda?							
1. Porque creo que es importante ayudar cuando los demás lo necesitan.							
2. Porque si lo hago me metería en problemas.							
3. Porque es satisfactorio ayudar a los demás.							

4. Porque los demás no aprobarían que lo hiciera.							
5. Porque me sentiría mal conmigo mismo si lo hiciera.							
6) ¿Por qué no increparías a los demás aunque estuvieran haciendo algo con lo que no estás de acuerdo?							
1. Porque me sentiría mala persona si no lo hiciera.							
2. Porque no me gusta faltar al respeto a nadie.							
3. Porque si lo hago me metería en problemas.							
4. Porque para mí es importante el respeto a los demás.							
5. Porque los demás no aprobarían que lo hiciera.							
7) ¿Por qué ayudarías a alguien si vieras que está en apuros?							
1. Porque me avergonzaría de mí mismo si lo hiciera.							
2. Porque los demás se molestarían conmigo si no lo hiciera.							
3. Para tener la aprobación de los demás.							
4. Porque creo que es importante ayudar cuando los demás lo necesitan.							
5. Porque es satisfactorio ser de ayuda para los demás.							
8) ¿Por qué harías un favor, si estuviera en tu mano, a alguien que te lo haya pedido?							
1. Porque no me gusta ser antipático con los demás.							
2. Porque se enfadaría conmigo si no lo hiciera.							
3. Porque creo que es importante ayudar cuando los demás lo necesitan.							
4. Porque me siento presionado por los demás.							
5. Porque me sentiría mal conmigo mismo si lo hiciera.							

Anexo C. SRQ-P-SP¹

Para cada uno de los siguientes ítems indique, en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo), en qué medida cada uno de los motivos propuestos refleja las razones por las que decidiría actuar como se describe en cada una de las situaciones que se presentan a continuación.

		Totalmente en desacuerdo				Totalmente de acuerdo	
	¿Por qué no agredirías a alguien con quien estuvieras discutiendo?						
E	1. Porque si le agrediera me metería en problemas.						
ID	2. Porque no me gusta hacer daño a los demás.						
ID	3. Porque para mí es importante no agredir a los demás.						
IJ	4. Porque los demás se avergonzarían de mí si agrediera a alguien.						
IJ	5. Porque me sentiría mal conmigo mismo si le agrediera.						
	¿Por qué en tu día a día tratas de ser amable con los que te rodean?						
E	6. Porque los demás se molestarían conmigo si no fuese amable con ellos.						
ID	7. Porque no me gusta ser antipático con los demás.						
ID	8. Porque considero que es importante ser amable con los demás.						
IJ	9. Porque me sentiría mala persona si fuese antipático con los demás..						
IJ	10. Porque quiero que los demás me den su aprobación.						
	¿Por qué no ignorarías a alguien que pide ayuda?						
ID	11. Porque creo que es importante ayudar cuando los demás lo necesitan.						
E	12. Porque si lo ignorase me metería en problemas.						
ID	13. Porque es satisfactorio ayudar a los demás.						
IJ	14. Porque los demás no aprobarían que lo ignorase.						
IJ	15. Porque me sentiría mal conmigo mismo si lo ignorase.						
	¿Por qué ayudarías a alguien que está en apuros?						
IJ	16. Porque me avergonzaría de mí mismo si no le ayudara.						
E	17. Porque los demás se molestarían conmigo si no le ayudase.						
IJ	18. Para tener la aprobación de los demás.						
ID	19. Porque creo que es importante ayudar cuando los demás lo necesitan.						
ID	20. Porque es satisfactorio ayudar a los demás.						

¹ Las abreviaturas E, ID e IJ corresponden respectivamente a: externos, identificados e introyectados.

Anexo D. Ítems generales¹.

Para cada uno de los siguientes ítems indique, en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 7 (totalmente de acuerdo), en qué medida cada uno de los motivos propuestos refleja las razones por las que ha decidido participar en el presente estudio.

		Totalmente en desacuerdo			Totalmente de acuerdo		
E	1. Porque los demás se molestarían conmigo si no participara en el estudio.						
ID	2. Porque me gusta ayudar a los demás a través de mi trabajo.						
ID	3. Porque para mí es importante ayudar a los demás a través de mi trabajo.						
IJ	4. Porque me sentiría mala persona si no participara en el estudio.						
IJ	5. Porque quiero que los demás me den su aprobación.						

¹ Las abreviaturas E, ID e IJ corresponden respectivamente a externos, identificados e introyectados.

Anexo E. Medida de Empatía¹.

Las siguientes frases se refieren a sus pensamientos y sentimientos en una variedad de situaciones. Para cada cuestión indique en qué medida le describe eligiendo la puntuación de 1 a 5 (1= no me describe bien; 2= me describe un poco; 3= me describe más o menos bien; 4= me describe bien y 5= me describe muy bien). Lea cada frase cuidadosamente antes de responder y conteste honestamente.		No me describe bien		Me describe muy bien	
F	Fantasy				
1	Con cierta frecuencia sueño despierto y fantaseo sobre cosas que podrían pasarme.				
2	Realmente me siento «metido» en los sentimientos de los personajes de una novela.				
3 (R)	Generalmente soy objetivo cuando veo una película o una obra de teatro y no me suelo «meter» completamente en ella				
4 (R)	Es raro que yo me «meta» mucho en un buen libro o en una película				
5	Cuando veo una buena película, puedo ponerme muy fácilmente en el lugar del protagonista				
6	Cuando estoy leyendo una novela o historia interesante, imagino cómo me sentiría si me estuviera pasando lo que ocurre en la historia.				
EC	Empathic concern				
7	A menudo tengo sentimientos de compasión y preocupación hacia gente menos afortunada que yo.				
8 (R)	A veces no me dan mucha lástima otras personas cuando tienen problemas.				
9	Cuando veo que se aprovechan de alguien, siento necesidad de protegerle.				
10 (R)	Cuando veo que alguien se hace daño, tiendo a permanecer tranquilo.				
11 (R)	Las desgracias de otros no suelen angustiarme mucho.				
12 (R)	Cuando veo que alguien está siendo tratado injustamente, no suelo sentir mucha pena por él.				
13	A menudo me conmueven las cosas que veo que pasan.				
14	Me describiría como una persona bastante sensible.				

¹ *Interpersonal Reactivity Index* en su versión adaptada al español (Pérez-Albéniz et al., 2003). Se emplearon únicamente las escalas *Fantasy* y *Empathic concern*. Los ítems indicados con una (R) son los ítems que deben puntuarse de manera inversa (1= 5; 2= 4; 4= 2; 5= 1).

Anexo F. Tablas de Frecuencia.

Ítem 1

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	25	10.5
	2	15	6.3
	3	27	11.3
	4	31	13.0
	5	34	14.3
	6	34	14.3
	Totalmente de acuerdo	69	29.0
	Total	235	98.7
Perdidos	Sistema	3	1.3
Total		238	100.0

Ítem 2

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	3	1.3
	2	3	1.3
	3	10	4.2
	4	6	2.5
	5	19	8.0
	6	41	17.2
	Totalmente de acuerdo	152	63.9
	Total	234	98.3
Perdidos	Sistema	4	1.7
Total		238	100.0

Ítem 3

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	5	2.1
	2	5	2.1
	3	3	1.3
	4	9	3.8
	5	19	8.0
	6	42	17.6
	Totalmente de acuerdo	153	64.3
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 4

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	57	23.9
	2	32	13.4
	3	40	16.8
	4	31	13.0
	5	27	11.3
	6	16	6.7
	Totalmente de acuerdo	33	13.9
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 5

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	8	3.4
	2	9	3.8
	3	8	3.4
	4	18	7.6
	5	25	10.5
	6	34	14.3
	Totalmente de acuerdo	134	56.3
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 6

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	33	13.9
	2	39	16.4
	3	30	12.6
	4	44	18.5
	5	34	14.3
	6	29	12.2
	Totalmente de acuerdo	28	11.8
	Total	237	99.6
Perdidos	Sistema	1	.4
Total		238	100.0

Ítem 7

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	8	3.4
	2	6	2.5
	3	11	4.6
	4	17	7.1
	5	25	10.5
	6	50	21.0
	Totalmente de acuerdo	120	50.4
	Total	237	99.6
Perdidos	Sistema	1	.4
Total		238	100.0

Ítem 8

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	6	2.5
	3	1	.4
	4	4	1.7
	5	20	8.4
	6	48	20.2
	Totalmente de acuerdo	157	66.0
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 9

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	22	9.2
	2	9	3.8
	3	12	5.0
	4	21	8.8
	5	37	15.5
	6	56	23.5
	Totalmente de acuerdo	79	33.2
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 10

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	58	24.4
	2	33	13.9
	3	31	13.0
	4	39	16.4
	5	30	12.6
	6	23	9.7
	Totalmente de acuerdo	22	9.2
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 11

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	3	1.3
	3	1	.4
	4	5	2.1
	5	30	12.6
	6	51	21.4
	Totalmente de acuerdo	147	61.8
	Total	237	99.6
Perdidos	Sistema	1	.4
Total		238	100.0

Ítem 12

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	106	44.5
	2	42	17.6
	3	33	13.9
	4	23	9.7
	5	12	5.0
	6	13	5.5
	Totalmente de acuerdo	7	2.9
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Ítem 13

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	3	1.3
	2	5	2.1
	3	6	2.5
	4	16	6.7
	5	40	16.8
	6	52	21.8
	Totalmente de acuerdo	111	46.6
	Total	233	97.9
Perdidos	Sistema	5	2.1
Total		238	100.0

Ítem 14

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	82	34.5
	2	49	20.6
	3	39	16.4
	4	27	11.3
	5	24	10.1
	6	8	3.4
	Totalmente de acuerdo	9	3.8
	Total	238	100.0

Ítem 15

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	6	2.5
	2	3	1.3
	3	6	2.5
	4	14	5.9
	5	37	15.5
	6	59	24.8
	Totalmente de acuerdo	112	47.1
	Total	237	99.6
Perdidos	Sistema	1	.4
Total		238	100.0

Ítem 16

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	14	5.9
	2	5	2.1
	3	18	7.6
	4	27	11.3
	5	36	15.1
	6	58	24.4
	Totalmente de acuerdo	77	32.4
	Total	235	98.7
Perdidos	Sistema	3	1.3
Total		238	100.0

Ítem 17

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	81	34.0
	2	54	22.7
	3	36	15.1
	4	31	13.0
	5	17	7.1
	6	5	2.1
	Totalmente de acuerdo	9	3.8
	Total	233	97.9
Perdidos	Sistema	5	2.1
Total		238	100.0

Ítem 18

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	84	35.3
	2	55	23.1
	3	28	11.8
	4	30	12.6
	5	15	6.3
	6	12	5.0
	Totalmente de acuerdo	9	3.8
	Total	233	97.9
Perdidos	Sistema	5	2.1
Total		238	100.0

Ítem 19

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	4	1.7
	3	2	.8
	4	4	1.7
	5	16	6.7
	6	57	23.9
	Totalmente de acuerdo	150	63.0
	Total	233	97.9
Perdidos	Sistema	5	2.1
Total		238	100.0

Ítem 20

		N	%
Válido	Totalmente en desacuerdo	5	2.1
	2	4	1.7
	3	6	2.5
	4	17	7.1
	5	23	9.7
	6	61	25.6
	Totalmente de acuerdo	120	50.4
	Total	236	99.2
Perdidos	Sistema	2	.8
Total		238	100.0

Anexo G. AFE.

Tabla G.1.

Matriz de correlaciones

Correlaciones

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	--																			
2	-.129	--																		
3	-.111	.682**	--																	
4	.478**	-.025	-.010	--																
5	-.123	.558**	.538**	.110	--															
6	.278**	.165	.052	.421**	.113	--														
7	.031	.304**	.389**	.155	.215*	.292**	--													
8	-.105	.445**	.477**	.089	.230*	.197*	.484**	--												
9	.221*	.220*	.191*	.242**	.200*	.348**	.442**	.301**	--											
10	.278**	-.021	-.089	.360**	-.025	.523**	.148	.034	.077	--										
11	-.121	.552**	.469**	.094	.341**	.229*	.320**	.480**	.303**	.128	--									
12	.347**	.021	-.068	.537**	.003	.502**	.047	.048	.146	.352**	.098	--								
13	-.029	.426**	.403**	.114	.357**	.265**	.238**	.309**	.245**	.241**	.607**	.205*	--							
14	.351**	.027	-.072	.498**	.050	.553**	.006	-.002	.159	.427**	.111	.645**	.223*	--						
15	-.091	.341**	.402**	.233*	.425**	.193*	.232*	.297**	.273**	.148	.590**	.200*	.550**	.230*	--					
16	.102	.317**	.260**	.205*	.378**	.290**	.201*	.358**	.405**	.117	.462**	.235**	.388**	.173	.505**	--				
17	.357**	-.035	-.131	.499**	-.035	.537**	.067	.031	.168	.534**	.110	.658**	.145	.681**	.113	.189*	--			
18	.359**	-.064	-.141	.477**	-.019	.547**	.045	.011	.159	.641**	.051	.563**	.165	.616**	.080	.122	.772**	--		
19	-.100	.499**	.461**	.197*	.285**	.226*	.309**	.560**	.191*	.127	.814**	.128	.518**	.171	.586**	.481**	.087	.058	--	
20	.054	.375**	.371**	.247**	.334**	.277**	.333**	.338**	.318**	.256**	.528**	.221*	.747**	.217*	.582**	.507**	.156	.139	.569**	--

Nota: **. La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral). *. La correlación es significativa en el nivel .05 (bilateral).

Tabla G.2.*AFE mediante el software estadístico Jamovi 1.6.*

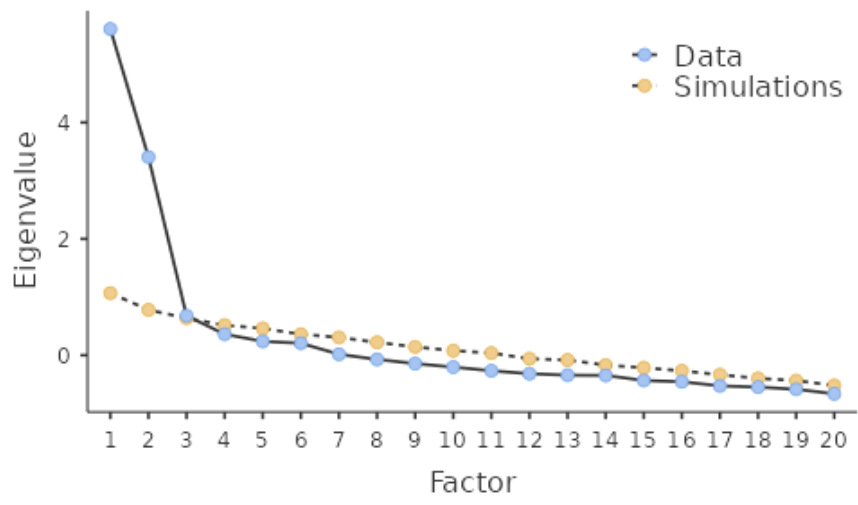
	Cargas factoriales		
	Factor		
	1	2	3
1		.515	
2	.547		
3	.515		
4		.626	
5	.483		
6		.663	
7			.746
8			.492
9			.463
10		.625	
11	.805		
12		.715	
13	.770		
14		.799	
15	.796		
16	.547		
17		.845	
18		.839	
19	.764		
20	.722		

Nota. Se usó el método de extracción “Ejes Principales” en combinación con rotación “oblimin”.

Varianza total explicada			
Factor	SS cargas	% de varianza	% acumulado
1	4.53	22.67	22.7
2	4.27	21.34	44.0
3	1.67	8.36	52.4

Figura G.1.

Gráfico de sedimentación (método paralelo)



Anexo H. Diagramas de flujo de los modelos

Figura H.1.

Modelo de un factor.

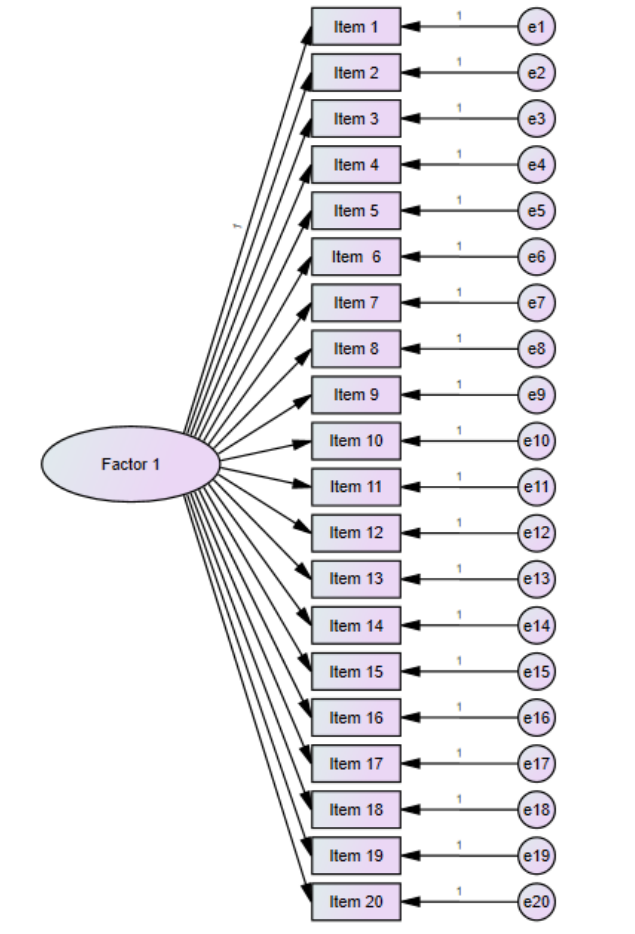


Figura H.2.

Modelo original.

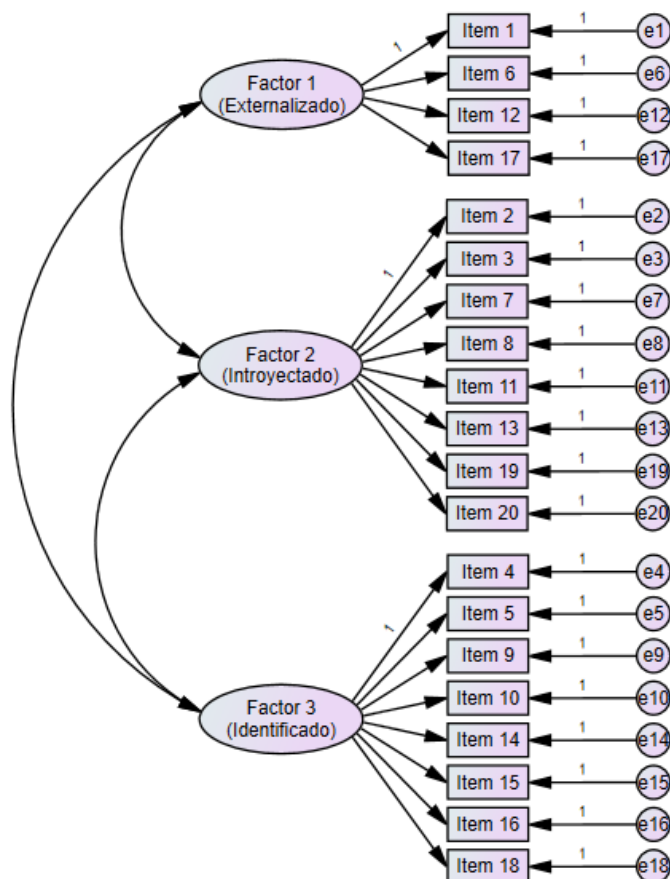


Figura H.3.
Modelo AFE

