

Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Percepciones sobre el Envejecimiento Versión Corta en Personas Mayores Españolas

Psychometric Properties of the Aging Perceptions Questionnaire Short Version in Spanish Older Adults

Óscar Fernández Ballbé¹, Jesús Saiz Galdós², Lorena Gallardo Peralta³
y Ana Barrón López de Roda⁴

Resumen

El objetivo de este estudio es aportar evidencias psicométricas de la versión en español del *Aging Perceptions Questionnaire Short Version* (APS-S), en población mayor española. Se aplicó el cuestionario a 201 personas españolas de 65 años o más que viven en comunidad. La consistencia interna de las subescalas fue aceptable o buena ($\alpha=.766-.864$; $\omega=.784-.864$). El modelo factorial no presentó un ajuste perfecto ($\chi^2(168)=285,719$, $p<.001$), pero los índices adicionales de ajuste fueron aceptables (CFI=.943; RMSEA=.059; SRMR=.052). No se evidenció solapamiento interfactor. Tras introducir variables demográficas, modalidad de aplicación y optimismo, la dimensión representaciones emocionales aportó varianza significativa en la explicación de las tres variables objetivo: control positivo en sintomatología ansioso-depresiva y bienestar, tiempo crónico en bienestar y consecuencias negativas en salud física. Este instrumento es prometedor en la evaluación de estereotipos de envejecimiento autodirigidos en España.

Palabras clave: envejecimiento, estereotipos de envejecimiento autodirigidos, percepciones de envejecimiento, validez, fiabilidad

Abstract

This study aims to analyze the psychometric properties of the Short Spanish-language Version of the Aging Perceptions Questionnaire (APQ-S) in a sample of elders in Spain. The questionnaire was administered to 201 community-dwelling elders, aged 65 years or more. Internal consistency for subscales ranged from good to very good ($\alpha=0,818-0,924$; $\omega=0,858-0,924$). The factorial model did not show a perfect fit ($\chi^2(168)=285,719$, $p<.001$), although additional fit measures were acceptable (CFI=.943; RMSEA=.059; SRMR=.052). There was no evidence of factor overlapping. After controlling for demographic variables, administration modality and optimism, the emotional representation factor explained a significant amount of variance for all three dependent variables, positive control for well-being and anxious-depressive symptomatology, chronic time for well-being, and negative control for physical health. This instrument shows promise in measuring self-directed aging in Spanish samples.

Keywords: aging, self-directed aging stereotypes, self-perceptions of aging, validity, reliability

Agradecimientos: Agradecemos a la Casa del Mayor de Getafe y la Fundación Amigos de los Mayores por su inestimable colaboración en el acceso a participantes.

¹MSc. Investigador Predoctoral. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid, España. Ctra. De Húmera s/n, 28223, Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Correo: ofballbe@ucm.es (Autor de correspondencia)

²PhD. Personal Docente e Investigador. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid, España. Ctra. De Húmera s/n, 28223, Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Correo: jesus.saiz@psi.ucm.es

³PhD. Personal Docente e Investigador. Facultad de Trabajo Social. Universidad Complutense de Madrid, España. Ctra. De Húmera s/n, 28223, Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Correo: logallar@ucm.es

⁴PhD. Personal Docente e Investigador. Facultad de Psicología. Universidad Complutense de Madrid, España. Ctra. De Húmera s/n, 28223, Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Correo: abarronl@ucm.es

Introducción

El envejecimiento poblacional es un reto para la sociedad, y requiere acciones específicas para garantizar el mantenimiento de la salud y la calidad de vida de la población mayor (OMS, 2002). El proceso de envejecer es multifactorial, siendo relevantes multitud de factores psicosociales más allá de la edad cronológica y la presencia de enfermedades (OMS, 2015). Por ejemplo, existe abundante evidencia empírica sobre el efecto de variables psicológicas tales como soledad (Luanaigh & Lawlor, 2008), la participación social (Wanchai & Phrompayak, 2019) y el apoyo social comunitario (Gallardo-Peralta & Gálvez-Nieto, 2018).

Una de las variables psicosociales relevantes en este campo es el edadismo, definido como estereotipos, discriminaciones y prejuicios aplicados a personas por su edad cronológica o percibida (Iversen et al., 2009). El edadismo se considera un problema de salud pública (OMS, 2022) con alta prevalencia y efectos negativos en población mayor (Ayalon et al., 2019). El edadismo se puede presentar de forma heteroaplicada o autoaplicada. En su segunda forma, son las propias personas mayores las que se aplican a sí mismas actitudes edadistas. Según la Teoría del Estereotipo Corporeizado (Levy, 2009), estas actitudes se adquieren a lo largo del ciclo vital y se convierten en autorrelevantes una vez que la persona se considera mayor. A partir de este momento, se convierten en autodirigidas y actúan sobre las variables psicológicas, conductuales y fisiológicas del individuo.

Existe confusión terminológica sobre las actitudes edadistas autodirigidas. Inicialmente, este concepto se denominó *autopercepciones de envejecimiento* (Levy, 2009), pero también se ha estudiado bajo el nombre *visión personal sobre el envejecimiento* o *actitudes hacia el envejecimiento*. Se han ofrecido diferentes propuestas para lograr una unificación conceptual, como la de una variable supraordinada denominada *conciencia de envejecimiento* (Diehl et al., 2014). Con el objetivo de reducir esta confusión, esta investigación emplea la designación *estereotipos de envejecimiento autodirigidos* (EEA), dado que es consistente con la teoría del estereotipo corporeizado, respeta el concepto original de

«autopercepciones de envejecimiento» y se focaliza de forma evidente en la dimensión cognitiva de las actitudes. Los EEA se definen como *la internalización y autoaplicación de creencias culturales y actitudes relativas al envejecimiento* (Burton, 2021).

Los EEA han demostrado tener una capacidad explicativa y predictiva sustancial sobre la salud y calidad de vida. EEA negativos predicen menores niveles de calidad de vida (Velaithan et al., 2023), y menor salud física (Hicks & Siedlecki, 2016), menor salud mental (Segel-Karpas et al., 2022) y menor longevidad (Sargent-Cox et al., 2014). EEA positivos se relacionan con mayores niveles de funcionamiento (Nilsson et al., 2021), funcionamiento cognitivo (Brown et al., 2021) y capacidad de recuperación física (Levy et al., 2006).

A pesar del interés en la capacidad predictiva y explicativa de los EEA, existen dificultades relacionadas con su medición. En primer lugar, existen dudas acerca las evidencias sobre la validez basadas en el contenido de algunos de estos instrumentos, dado que algunos no fueron creados para evaluar EEA. Por ejemplo, *la Philadelphia Geriatric Center Morale Scale* (PGCMS; Lawton, 1975) tiene como objetivo valorar moral y ha sido considerada, junto con sus dos subescalas adicionales, como una medida de bienestar subjetivo o calidad de vida en personas mayores (Pinar & Oz, 2011). El *Awareness of Age-Related Change Questionnaire* (AARC; Brothers et al., 2019) fue creado para valorar el constructo supraordinado de conciencia de edad, entendido como una serie de experiencias que provocan que la persona se haga consciente de lo que ha perdido y ha ganado debido a su envejecimiento. Si bien las EEA pueden facilitar que la persona vivencie dichas experiencias, este constructo hace referencia a la conciencia que surge de su procesamiento, por lo que es cualitativamente diferente (Diehl et al., 2014). Por otra parte, el *Attitudes to Aging Questionnaire* (AAQ; Laidlaw et al., 2007) mide actitudes generales hacia el envejecimiento desde un enfoque transcultural, las escalas *Aging-Related Cognitions* (AgeCog; Wurm et al., 2007) se crearon para valorar la experiencia individual de envejecer y cogniciones relacionadas.

Otra cuestión surge de la evaluación del contenido de los ítems, y su relación con el

constructo de EEA. En el caso del AAQ, cada una de las subescalas contiene de forma indiferenciada reactivos que relejan EEA, como “I am more accepting of myself as I have grown older”, con ítems que reflejan estereotipos heterodirigidos, como “Old age is a depressing time of life” (Ayalon et al., 2019). En relación a la PGCMS, se han señalado dudas acerca de que la totalidad de sus ítems reflejen EEA (Burton, 2021), así como se ha indicado que unifica en un mismo factor EEAs con actitudes sobre el envejecimiento en general (Faudzi et al., 2019). Por otra parte, esta escala emplea ítems que requieren una comparación con una versión joven de la persona (ej. “Are you as happy as you were when you were younger?”), mientras que otros requieren compararse con un momento temporal reciente (ej. “Do you have as much pep as you had last year?”).

Finalmente, existen diferencias significativas en la dimensionalidad asumida por cada uno de estos instrumentos. Tal y como indican Diehl et al. (2014), el empleo de conceptos tales como autopercepciones de envejecimiento y actitudes hacia el envejecimiento implican comprender estos conceptos como multidimensionales, por lo que las escalas empleadas para su medición también deben serlo. Si bien el AAQ, las AgeCog, el AARC y el APQ respetan esta noción, la estructura unifactorial de la PGCMS no lo hace. Así mismo, existe evidencia de que esta aproximación unidimensional se relaciona con una mayor multicolinealidad con constructos disposicionales, especialmente con optimismo en edades avanzadas (Spuling et al., 2020).

Consecuentemente, existe la necesidad de seleccionar de forma adecuada el instrumento de valoración preferible para EEA. El *Aging Perceptions Questionnaire* (APQ) es una medida prometedora en población mayor (Burton, 2021). Esta escala (Barker et al., 2007) se sustenta en el modelo de autorregulación (Leventhal et al., 1998), el cual asume que las representaciones que cada individuo realiza sobre un problema de salud se pueden clasificar en temporalidad, consecuencias, control, causa y emocionales. Esta escala toma esta noción y la traslada al proceso de envejecimiento, asumiendo que puede actuar como estresor y provocar la movilización de recursos psicológicos por parte de quien lo vive. El modelo resultante contiene un total de siete dimensiones. La

dimensión «temporalidad» se relaciona con la percepción del individuo sobre el paso del tiempo y su envejecimiento. Esta temporalidad puede ser crónica o cíclica. Se considera crónica cuando se asume que dicho envejecimiento es crónico y que genera una representación estable de la persona como «mayor». Se considera cíclica si dicha representación puede variar a lo largo del tiempo. La dimensión «consecuencias» hace referencia a las creencias y representaciones acerca de lo que ocurre al envejecer, pudiendo ser positivas o negativas. La dimensión «control» incluye aquellas creencias acerca de la capacidad de la persona para controlar sus experiencias de envejecimiento. Se subdivide en una dimensión de control sobre experiencias positivas y otra sobre experiencias negativas. Finalmente, las representaciones emocionales tienen contenido sustantivo referente a las respuestas emocionales suscitadas por el proceso de envejecer. Este cuestionario presenta adecuada consistencia interna en sus siete dimensiones ($\alpha \geq .70$) excepto en consecuencias positivas ($\alpha = .64$), un ajuste no perfecto (RMSEA = .05, CFI = .91) y capacidad predictiva sobre depresión y funcionamiento (Barker et al., 2007). Esta bondad de ajuste ha sido replicada en sus versiones en francés (Ingrand et al., 2012a), con un RMSEA = .07 y CFI = .93, y en persa (Sadegh Moghadam et al., 2016), con un RMSEA = .06 y un CFI = .91.

Dado que la versión original del APQ consta de 32 ítems, se han realizado esfuerzos por reducir la longitud del instrumento. Entre ellas, la versión corta del APQ (APQ-S) resulta prometedora, dado que mantiene las dimensiones del cuestionario original. En su versión en neerlandés (Slotman et al., 2015), el APQ-S mantiene la adecuada consistencia interna del APQ en su versión original en todas sus dimensiones a pesar de menor número de ítems, así como también presenta una baja fiabilidad en el factor control positivo. Por otra parte, el modelo presenta un incremento en su ajuste (RMSEA = .05, CFI = .94). Su versión turca (Slotman et al., 2017) presenta un ajuste similar a la versión original (RMSEA = .05, CFI = .94), y adecuada consistencia interna excepto en el factor tiempo cíclico ($\alpha = .56$). Consecuentemente, este instrumento puede resultar de utilidad en la evaluación de EEA a través de un menor número de ítems, así como manteniendo la estructura

factorial, consistencia interna aceptable y ajuste de la versión original.

El objetivo de esta investigación es aportar evidencia psicométrica de la versión corta del APQ-S en personas mayores españolas. Se espera que la versión española del APQ-S se ajuste al modelo de siete factores, muestre una adecuada consistencia interna y la capacidad predictiva concurrente sobre salud física, sintomatología ansioso-depresiva y bienestar controlando el peso de variables demográficas y del optimismo (Wurm & Benyamini, 2014).

Métodos

Participantes

El tamaño muestral mínimo se determinó empleando el paquete *semPower* (Moshagen & Erdfelder, 2016) y *lavaan* (Rosseel, 2012) para R (R Core Team, 2022), con un $\alpha=.05$, $\text{power}=0.95$ y $gl=183$. Para detectar errores en $\text{RMSEA} = 0.06$ y correlaciones entre factores $=.85$, se calculó una muestra mínima de 182 sujetos.

Los criterios de inclusión fueron tener 65 años o más y vivir en comunidad. Se excluyeron aquellos participantes que no tuvieran competencia lectoescritora suficiente para comprender y cumplimentar el cuestionario, no tuvieran un dominio suficiente del español o que presentasen alguna patología grave que les impidiese comprender o responder al cuestionario.

Se realizó un muestreo no probabilístico por conveniencia. Se aplicó la encuesta a un total de 211 personas, de las cuales 10 fueron excluidas por responder a menos del 90 % de los ítems de la encuesta. El tamaño muestral final fue de 201 personas mayores (147 mujeres, 54 hombres), con una edad media de 74,58 ($DE=7.5$). El 32.83 % de los participantes tenía una edad de entre 65 y 69, el 19.40 % entre 70 y 74, el 23.88 % entre 75 y 79 y el 23.88 % era mayor de 79 años. La encuesta se completó en línea (103 personas) y en formato físico (98 personas).

Medidas

VARIABLES DEMOGRÁFICAS

Se recogieron las variables sexo (mujer/hombre), edad, lugar de residencia (comunidad/residencia), nivel educacional

(estudios primarios/grauado escolar/Bachillerato, BUP, o COU/formación profesional de grado medio/formación profesional de grado superior/estudios universitarios), nivel de ingresos mensuales del hogar (- 500 €/500-999 €/1000-1499 €/1500-1999 €/2000-2499 €/2500-2999 €/3000-4999 €/+ 5000 €), estado civil (soltero/casado/divorciado/viudo), actividad laboral (sí/en paro/jubilado), número de patologías crónicas, pertenencia religiosa (asistir a la iglesia/no asistir a la iglesia, pero ser creyente/no ser creyente), discapacidad (sí/no), ser cuidador principal de persona con discapacidad (sí/no), dependencia (sí/no) y ser cuidador principal de una persona con dependencia (sí/no).

Percepciones sobre el envejecimiento

Traducción de la versión corta del cuestionario de percepciones sobre la edad (Slotman et al., 2015). Consta de 21 ítems a responder con una escala Likert de cinco puntos, divididos en siete subescalas: tiempo (crónico), tiempo (cíclico), representaciones emocionales, control positivo, control negativo, consecuencias positivas y consecuencias negativas. Esta prueba mostró un buen ajuste para un modelo de siete factores y adecuada consistencia interna en todas las subescalas ($\alpha \geq .70$) excepto en control positivo ($\alpha=.69$). El cuestionario está disponible en el Apéndice 1.

Sintomatología ansioso-depresiva

Patient Health Questionnaire 4, versión española (Diez-Quevedo et al., 2001). Contiene cuatro ítems sobre frecuencia de sintomatología ansiosa y depresiva durante las últimas dos semanas. La versión original mostró buena consistencia interna ($\alpha=.85$) para la escala global.

Salud física

Componente sumario físico del Cuestionario de Salud SF-12, versión española (Ware et al., 1996). Consta de una escala de seis ítems sobre síntomas físicos y limitaciones asociadas con buena consistencia interna ($\alpha=.85$).

Bienestar

Índice de Bienestar 5 de la OMS, versión española (Lucas-Carrasco, 2012). Contiene cinco ítems a responder mediante una escala Likert de

seis puntos. Su estructura factorial se ajusta a la unidimensionalidad y presenta buena consistencia interna ($\alpha=.86$).

Optimismo

Subescala de optimismo del Life Orientation Test, versión española (Ferrando et al., 2002). Consta de tres ítems con una escala de respuesta Likert de cinco puntos.

Procedimiento

Se realizó la traducción del APQ-S al español siguiendo un procedimiento estandarizado internacional (Cull et al., 2017) y las directrices de desarrollo del test y confirmación para cuestionarios en lengua española (Muñiz et al., 2013). En primer lugar, dos traductores independientes realizaron una traducción directa de la versión inglesa. Estas versiones fueron revisadas y unificadas por un tercer traductor independiente, generando la versión en español. Seguidamente, se realizó una traducción inversa de esta versión al inglés por dos traductores independientes y un tercero realizó su revisión y unificación. Por último, el tercer traductor evaluó la versión en español, la versión original en inglés y la traducción inversa en inglés, concluyendo que eran comparables.

La aplicación del compendio de instrumentos a los 211 participantes que compusieron la muestra de estudio se realizó entre el tres de junio y el 31 de diciembre de 2022. Se realizó un muestreo no probabilístico por conveniencia, a través del contacto con asociaciones y recursos para personas mayores. El formato de aplicación fue en línea y en formato físico, a elegir por los participantes según su conveniencia y manejo de nuevas tecnologías. La versión en línea se aplicó facilitando un enlace de Google Forms, mientras que a las personas que prefirieron el formato físico se les facilitó el instrumento en mano. En ambos casos, los participantes completaron el compendio de forma autoadministrada. Dado que la modalidad de aplicación puede suponer una variable extraña, se codificó para ser controlada en el análisis de datos. Se garantizó el cumplimiento de la Declaración de Helsinki a través del aporte de información suficiente para la toma de decisiones informadas, la explicación del objetivo e interés de la investigación, los riesgos

y beneficios de la participación, la evaluación independiente de un comité ético (Comité de ética y bioseguridad de la Universidad Complutense de Madrid. Ref: CE_29220519-07_SAL), los posibles conflictos de intereses, el derecho a retirarse del estudio en cualquier momento, la garantía de confidencialidad y el tratamiento anónimo de datos. Todos los participantes leyeron y aceptaron la participación a través de un consentimiento informado.

Análisis de Datos

Se realizó un análisis de las respuestas perdidas de los participantes, eliminándose aquellos con una tasa de respuesta menor del 90 %. En el caso de que algún participante no contestase los tres ítems de alguna de las subescalas del APQ-S, se excluyó su puntuación total de escala en los análisis (Barker et al., 2007). Se calcularon estadísticos descriptivos para las variables demográficas y para los ítems del APQ-S y se comprobó el supuesto de normalidad de los ítems y escalas del APQ-S mediante la prueba de Kolmogorov Smirnov.

Se evaluó la consistencia interna empleando el coeficiente α de Cronbach y el ω de McDonalds, dado que este último no asume tau-equivalencia y es un indicador de consistencia interna recomendado con escalas Likert con cinco o más alternativas de respuesta (Toro et al., 2022). Los valores inferiores a .7 son indicativo de una mejorable consistencia interna, entre .7 y .79 de adecuada consistencia interna, entre .8 y .89 de buena consistencia interna y mayores de 0,9 de muy buena consistencia interna (Cortina, 1993).

Se examinó la estructura dimensional a través de un análisis factorial confirmatorio, con siete factores a priori, y permitiéndose que las variables latentes correlacionasen. Se calculó la bondad de ajuste mediante la prueba chi cuadrado complementada por los índices RMSEA, CFI y SRMR. Valores inferiores a .06 en RMSEA, mayores a .95 en CFI y mayores .08 en SRMR fueron considerados indicadores de adecuado ajuste (Mokkink et al., 2010). Seguidamente, se realizaron correlaciones interfactor para valorar un posible solapamiento en el contenido entre subescalas, tomándose como punto de corte una correlación de .8.

Por último, se examinaron las evidencias del aspecto predictivo de la validez mediante modelos de regresión lineal por pasos para los constructos relacionados salud física, sintomatología ansioso-depresiva y bienestar. En el primer paso, se introdujeron todas las variables demográficas y la modalidad de aplicación, en el segundo la variable optimismo, y en el tercero las subescalas del APQ-S.

Los análisis descriptivos, de consistencia interna, el análisis factorial confirmatorio y las correlaciones interfactor se realizaron mediante el software JASP (Love et al., 2015). Las regresiones lineales por pasos se realizaron con el software SPSS Versión 28 (IBM Corp., 2021).

Resultados

Análisis preliminar

Dos participantes no respondieron los tres ítems en alguna de las subescalas del APQ-S y tres participantes no contestaron a un ítem del resto de cuestionarios aplicados. El 92,5 % de los participantes respondieron a todos los ítems. La inspección visual de los datos no sugirió un patrón de datos perdidos sistemático.

Estadísticos descriptivos

Se reportan los estadísticos descriptivos para las variables demográficas, modalidad de aplicación, salud mental, salud física, optimismo y bienestar en la Tabla 1.

Los estadísticos descriptivos y el análisis de normalidad de los ítems y las subescalas del APQ se reporta en la Tabla 2 y muestran distribuciones asimétricas que no se ajustan a la curva normal.

Fiabilidad

Las subescalas representaciones emocionales ($\alpha=.766$; $\omega=.754$) y consecuencias negativas ($\alpha=.786$; $\omega=.806$) mostraron una adecuada consistencia interna. Las subescalas tiempo crónico ($\alpha=.851$; $\omega=.858$), tiempo cíclico ($\alpha=.868$; $\omega=.871$), control positivo ($\alpha=.8$ $\omega=.802$), control negativo ($\alpha=.864$; $\omega=.864$), consecuencias positivas ($\alpha=.818$; $\omega=.858$) mostraron una buena consistencia interna.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos para variables demográficas y modalidad de aplicación

Variable (número de datos perdidos)	M (DE) / n (%)
Aplicación (0)	
Online	103 (51.24 %)
Sexo (0)	
Mujer	147 (73.13 %)
Trabajo (0)	
Jubilado	192 (95.52 %)
Sí	9 (4.47 %)
Paro	0 (0 %)
Estado Civil (0)	
Soltero/a	28 (13.93 %)
Casado/a	100 (49.75 %)
Divorciado/a	21 (10.48 %)
Viudo/a	52 (25.87 %)
Residencia (0)	
No	201 (100 %)
Asistencia a iglesia (0)	
Sí	70 (34.82 %)
No, pero soy creyente	63 (31.34 %)
No	68 (33.83 %)
Grado de discapacidad reconocido (0)	
Sí	13 (6.46 %)
Cuidador principal discapacidad (1)	
Sí	4 (2 %)
Grado de dependencia reconocido (0)	
Sí	14 (6.96 %)
Cuidador principal dependencia (0)	
Sí	3 (1.49 %)
Nivel educativo (0)	
Primaria	57 (28.35 %)
Secundaria	32 (15.92 %)
Bachillerato	24 (11.94 %)
Grado medio	18 (8.95 %)
Grado superior	11 (5.473 %)
Universidad	59 (29.35 %)
Nivel socioeconómico del hogar (1)	
-500€ mensuales	1 (0.5 %)
500 – 999	43 (21.39 %)
1000 – 1499	47 (23.38 %)
1500 – 1999	36 (17.91 %)
2000 – 2499	32 (15.92 %)
2500 – 2999	19 (9.45 %)
3000 – 4999	20 (9.95 %)
+ 5000 € mensuales	2 (0.5 %)
Edad (0)	74.587 (7.501)
Número de hijos (0)	1.950 (1.322)
Número de nietos (1)	2.075 (2.374)
Número de enfermedades (0)	1.811 (1.579)
SF12 – Componente físico (0)	46.557 (9.238)
PHQ-4 (0)	3.726 (2.970)
WHO – 5 (0)	16.463 (4.675)
LOT Optimismo (0)	8.517 (2.955)

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó un análisis factorial confirmatorio empleando siete factores a priori, con un total de 21 indicadores. Dada la violación de la asunción de normalidad, se empleó el método de máxima verosimilitud empleando desviaciones típicas robustas y el método de máxima verosimilitud con información completa para el manejo de casos perdidos.

La prueba chi cuadrado de bondad de ajuste ($\chi^2 (168)=285.719$, $p<.001$) rechazó un ajuste absoluto del modelo. El análisis de medidas de ajuste adicionales mostró que el índice CFI se encontraba ligeramente por debajo al punto de

Tabla 2. Estadísticos descriptivos, prueba de normalidad, asimetría y cargas factoriales estandarizadas de los ítems del APQ-S

Variable	Perdidos	M	DE	K-S (D)	Valor p K-S	Asimetría	CFE
Tiempo crónico	0	2.61	1.11	0.163	<.001	-0.914	
Ítem 1	0	4.055	1.078	0.256	<.001	-1.198	.712
Ítem 2	0	3.746	1.241	0.216	<.001	-0.632	.822
Ítem 3	0	3.891	1.126	0.240	<.001	-0.843	.909
Tiempo cíclico	0	3.85	0.97	0.109	<.001	0.363	
Ítem 18	0	2.841	1.282	0.166	<.001	0.057	.816
Ítem 20	0	2.706	1.272	0.163	<.001	0.184	.776
Ítem 21	0	2.343	1.322	0.214	<.001	0.698	.897
Consecuencias positivas	0	3.9	0.93	0.130	<.001	-0.617	
Ítem 4	0	3.716	1.189	0.211	<.001	-0.588	.845
Ítem 5	0	3.711	1.134	0.202	<.001	-0.555	.952
Ítem 6	0	4.279	0.923	.310	<.001	-1.238	.555
Consecuencias negativas	0	3.39	0.97	0.125	<.001	-0.406	
Ítem 10	0	3.697	1.141	0.232	<.001	-0.748	.650
Ítem 11	0	3.333	1.214	0.216	<.001	-0.410	.734
Ítem 12	0	3.254	1.261	0.216	<.001	-0.248	.865
Representaciones emocionales	0	2.72	1.11	0.124	<.001	0.262	
Ítem 16	0	2.716	1.430	0.179	<.001	0.189	.853
Ítem 17	0	2.915	1.276	0.166	<.001	0.014	.632
Ítem 19	0	2.199	1.292	0.246	<.001	0.732	.704
Control positivo	1	3.9	0.9	0.156	<.001	-0.812	
Ítem 7	1	3.860	1.139	0.222	<.001	-0.732	.675
Ítem 8	0	3.930	1.129	0.231	<.001	-0.851	.816
Ítem 9	0	3.960	1.043	0.257	<.001	-0.934	.779
Control negativo	1	2.93	1.09	0.103	<.001	0.082	
Ítem 13	0	2.796	1.290	0.194	<.001	0.245	.835
Ítem 14	0	2.910	1.281	0.154	<.001	0.068	.812
Ítem 15	1	3.090	1.331	0.196	<.001	-0.102	.825

Nota. M: Media; DE: desviación estándar; K-S (D): Valor del estadístico D de la prueba de Kolmogorov-Smirnov; Valor p K-S: valor p de la prueba Kolmogorov-Smirnov; CFE: Carga factorial estandarizada.

Tabla 3. Correlación de Spearman entre factores del APQ-S

Dimensión	1	2	3	4	5	6
1 Tiempo crónico						
2 Tiempo cíclico	.039					
3 Consecuencias positivas	.163*	.115				
4 Consecuencias negativas	.358***	.292***	-.167*			
5 Representaciones emocionales	.198**	.333***	-.133	.543***		
6 Control positivo	-.034	.159*	.328***	-.235***	-.181*	
7 Control negativo	-.284***	-.276***	.026	-.533***	-.514***	.215**

Nota. *: $p < .05$; **: $p < .01$; ***: $p < .001$

corte propuesto (CFI=.943), mientras que los índices RMSEA y SRMR se encontraba en un rango aceptable (RMSEA=.059; SRMR=.052). En la Tabla 2 se reportan las cargas factoriales estandarizadas para los ítems de cada subdimensión.

Correlaciones interfactor

La Tabla 3 muestra las correlaciones entre factores del APQ-S. Ninguna correlación superó el punto de corte de solapamiento de .08.

Regresión lineal por pasos

El modelo final de regresión lineal por pasos para salud física (Tabla 4) explicó un total del 24.7 % de la varianza. A mayor edad, número de enfermedades, representaciones emocionales y consecuencias negativas, menor salud física. La variable con mayor capacidad explicativa fue edad, seguida de representaciones emocionales.

En el caso de sintomatología ansioso-depresiva (Tabla 5), el modelo final explicó un 44 % de la varianza. A mayor nivel socioeconómico, optimismo y control positivo, menor sintomatología ansioso-depresiva.

Tabla 4. Regresión lineal por pasos. Salud física

	B	B SE	t	β	R ² Ajustado
Modelo 1					.119
Edad	-0.43	0.082	-5.24	-0.352***	
Modelo 2					.155
Edad	-0.298	0.091	-3.27	-0.244***	
Número de enfermedades	-1.331	0.437	-3.042	-0.227***	
Modelo 3					.217
Edad	-0.265	0.088	-3.007	-.217**	
Número de enfermedades	-0.853	0.0437	-1.947	-.145	
Representaciones emocionales	-0.762	0.188	-4.045	-0.275***	
Modelo 4					.231
Edad	-0.243	0.088	-2.754	-0.198**	
Número de enfermedades	-0.826	0.434	-1.903	-0.141	
Representaciones emocionales	-0.542	0.214	-2.538	-0.195*	
Consecuencias negativas	-0.482	0.228	-2.11	-0.158*	

Nota. Se muestran los coeficientes estandarizados y R2 ajustado. *: $p < .05$; **: $p < .01$; ***: $p < .001$

Tabla 5. Regresión lineal por pasos. Sintomatología ansioso-depresiva

	B	B SE	t	β	R ² Ajustado
Modelo 1					.135
Número de enfermedades	0.708	0.123	5.63	0.374***	
Modelo 2					.19
Número de enfermedades	0.561	0.128	4.387	0.296***	
Nivel socioeconómico	-0.455	0.121	-3.766	-0.254***	
Modelo 3					.205
Número de enfermedades	0.527	0.128	4.129	0.278***	
Nivel socioeconómico	-0.448	0.12	-3.744	-0.250***	
Discapacidad	-1.736	0.8	-2.17	-0.14*	
Modelo 4					.313
Número de enfermedades	0.456	0.119	3.823	0.241***	
Nivel socioeconómico	-0.428	0.111	-3.844	-0.239***	
Discapacidad	-1.758	0.744	-2.364	-0.141*	
Optimismo	-0.336	0.06	-5.599	-0.334***	
Modelo 5					.429
Número de enfermedades	0.273	0.113	2.426	0.144*	
Nivel socioeconómico	-0.317	0.103	-3.078	-0.177***	
Discapacidad	-1.003	0.689	-1.456	-0.081	
Optimismo	-0.274	0.056	-4.911	-0.272***	
Representaciones emocionales	0.342	0.054	6.307	0.380***	
Modelo 6					.44
Número de enfermedades	0.262	0.112	2.345	0.138*	
Nivel socioeconómico	-0.301	0.102	-2.943	-0.168**	
Discapacidad	-0.834	0.686	-1.215	-0.067	
Optimismo	-0.23	0.059	-3.930	-0.228***	
Representaciones emocionales	0.330	0.054	6.124	0.367***	
Control Positivo	-0.141	0.064	-2.212	-0.130*	

Nota. Se muestran los coeficientes estandarizados y R2 ajustado. *: $p < .05$; **: $p < .01$; ***: $p < .001$

A mayor número de enfermedades y representaciones emocionales, mayor sintomatología. La variable con mayor poder explicativo fue representaciones emocionales, seguida de optimismo.

Respecto a bienestar (Tabla 6), el modelo explicó un 50.1 % de la varianza. A mayor optimismo y control positivo, mayor nivel de bienestar. A mayor percepción crónica del tiempo y representaciones emocionales, menor nivel de bienestar. La variable con mayor poder explicativo fue optimismo, seguida de representaciones emocionales.

Tabla 6. Regresión lineal por pasos. Bienestar

	B	B SE	t	β	R ² Ajustado
Modelo 1					.072
Número de enfermedades	-0.826	0.205	-4.025	-0.277***	
Modelo 2					.095
Número de enfermedades	-0.852	0.203	-4.198	-0.286***	
Cuidador discapacidad	5.526	2.262	2.443	0.166*	
Modelo 3					.114
Número de enfermedades	-0.677	0.215	-3.149	-0.227***	
Cuidador discapacidad	5.781	2.241	2.58	0.174*	
Aplicación	-1.539	0.677	-2.272	-0.164*	
Modelo 4					.366
Número de enfermedades	-0.531	0.183	-2.908	-0.178***	
Cuidador discapacidad	2.117	1.803	1.147	0.094	
Aplicación	-1.077	0.575	-1.873	-0.115	
Optimismo	0.815	0.092	8.825	0.514***	
Modelo 5					.446
Número de enfermedades	-2.54	0.178	-1.425	-0.085	
Cuidador discapacidad	2.117	1.803	1.174	0.064	
Aplicación	-0.794	0.540	-1.470	-0.085	
Optimismo	0.742	0.087	8.501	0.468***	
Representaciones emocionales	-0.441	0.082	-5.365	-0.312***	
Modelo 6					.486
Número de enfermedades	-0.236	0.172	-1.373	-0.079	
Cuidador discapacidad	2.587	1.742	1.484	0.078	
Aplicación	-0.545	0.524	-1.04	-0.058	
Optimismo	0.626	0.089	7.015	0.394***	
Representaciones emocionales	-0.401	0.08	-5.018	-0.283***	
Control Positivo	0.38	0.096	3.957	0.223***	
Modelo 7					.501
Número de enfermedades	-1.66	0.171	-0.966	-0.056	
Cuidador discapacidad	2.599	1.16	1.515	0.078	
Aplicación	-0.735	0.522	-1.408	-0.078	
Optimismo	0.644	0.088	7.305	0.406***	
Representaciones emocionales	-0.361	0.08	-4.506	-0.255***	
Control Positivo	0.364	0.095	3.836	0.214***	
Tiempo crónico	-0.213	0.082	-2.603	-0.138*	

Nota. Se muestran los coeficientes estandarizados y R² ajustado. *: $p < .05$; **: $p < .01$; ***: $p < .001$

Discusión

La escala APQ-S es una herramienta rápida y adecuada para la valoración de los EEA en población mayor. En este estudio se aportan sus características psicométricas en términos de consistencia interna y evidencias sobre la validez de estructura interna y predictiva de su versión adaptada a población mayor española.

La estructura factorial del APQ-S, basada en el modelo de siete factores de la versión extendida original (Barker et al., 2007), no obtuvo un ajuste perfecto en la prueba chi cuadrado. No obstante, los índices adicionales de ajuste menos sensibles al tamaño muestral indicaron un ajuste adecuado, con cargas factoriales elevadas y significativas para todos los ítems en sus respectivos factores, y sin evidencias de solapamiento interfactorial. Estos resultados siguen la línea de los obtenidos en los estudios sobre la versión corta en otras poblaciones (Slotman et al., 2015, 2017), en las que los índices

de ajuste adicionales eran superiores a los obtenidos en las versiones extendidas (Barker et al., 2007; Ingrand et al., 2012b; Sadegh Moghadam et al., 2016; Sexton et al., 2014). Una posible explicación de este efecto es que la versión corta emplea los ítems con mayor carga factorial y con mayor claridad respecto a contenido, lo que puede generar un aumento de ajuste.

La consistencia interna para todos los factores de la escala ha sido entre aceptable y buena. Los valores de consistencia interna son superiores a los obtenidos en la versión extendida original (Barker et al., 2007), con consistencia interna entre mejorable y buena, y ligeramente superiores a los de la versión corta original (Slotman et al., 2015), también con consistencia interna entre aceptable y buena.

Las correlaciones interfactores fueron congruentes con el modelo teórico. Por ejemplo, una mayor percepción de control sobre eventos positivos correlacionó con mayor control sobre

eventos negativos, menores representaciones emocionales y menor percepción de consecuencias negativas. Igualmente, mayores niveles de consecuencias positivas se relacionaron con menor nivel de consecuencias negativas, menores representaciones emocionales y mayor percepción de control sobre eventos positivos. Este incremento en consistencia interna puede deberse a que el contenido de los reflejos EEA coherentes con la cultura española.

La versión española del APQ-S también demostró capacidad predictiva sobre salud física, sintomatología ansioso-depresiva y bienestar. Es especialmente remarcable que la dimensión representaciones emocionales ha mostrado capacidad predictiva para las tres variables, por lo que las emociones suscitadas por el proceso de envejecer son un factor especialmente relevante en la evaluación de determinantes de salud en personas mayores. Además, control positivo, tiempo crónico y consecuencias negativas también han mostrado un efecto significativo. Esta capacidad predictiva se mantuvo después de incluir variables sociodemográficas relevantes, incluida la modalidad de aplicación, y la variable optimismo, la cual tiene un efecto significativo sobre diferentes variables de salud en personas mayores (Wurm & Benyamini, 2014).

Una discrepancia respecto a la literatura previa (Barker et al., 2007; Slotman et al., 2015; Wurm et al., 2013) es que la dimensión de control positivo ha sido relevante en sintomatología ansioso-depresiva y bienestar, pero no en salud física. Igualmente, la dimensión de consecuencias negativas lo fue únicamente en el caso de salud física. Una posible explicación es que, si bien ambas dimensiones pueden generar un efecto a través de las vías psicológica y conductual del modelo del estereotipo corporeizado, la población mayor española solo encuentra un efecto beneficioso en una elevada percepción de autoeficacia en variables psicológicas, tales como salud mental y bienestar, mientras que este efecto sobre salud física desaparece en aquellos casos en los que la percepción de pérdidas asociadas al envejecimiento. En este sentido, ante la percepción de elevadas pérdidas de capacidades físicas, las personas mayores no pondrían en marcha estrategias de optimización y compensación para

paliarlas, mientras que esto sí ocurriría para variables de carácter psicológico.

Este estudio presenta limitaciones al nivel de características de la muestra. Dado que los participantes han sido reclutados a través del contacto con asociaciones y recursos de la Comunidad de Madrid, estos presentan un nivel de salud funcional suficiente como para mantener este nivel de participación comunitaria. En futuras investigaciones, será relevante el reclutamiento de personas que no empleen este tipo de servicios, ya sea porque dicho nivel de salud no sea suficiente o por otras características individuales. Por otra parte, será de especial interés valorar si existe invarianza factorial entre personas mayores jóvenes (entre 65 y 75 años) y personas mayores mayores (más de 75 años). Finalmente, la forma de aplicación ha introducido una variable extraña en este estudio. Si bien todos los cuestionarios fueron autoadministrados, es posible que las personas que respondiesen online tuviesen una mayor sensación de confidencialidad que aquellos que respondieron la versión de lápiz y papel. A pesar de que los modelos de regresión muestran que la modalidad de aplicación no es un predictor relevante de salud física, sintomatología ansioso-depresiva y bienestar, es recomendable unificar la modalidad de aplicación en futuras investigaciones.

En conclusión, este estudio aporta evidencias psicométricas prometedoras sobre el APQ-S en personas mayores, siendo especialmente reseñable su capacidad explicativa sobre salud física, mental y bienestar. Esta herramienta puede ser propicia en la valoración de EEA en población española, teniendo en cuenta dichas características y su breve y rápida aplicación.

Referencias

- Ayalon, L., Dolberg, P., Mikulionienė, S., Perek-Białas, J., Rapolienė, G., Stypinska, J., Willińska, M., & de la Fuente-Núñez, V. (2019). A systematic review of existing ageism scales. *Ageing Research Reviews*, *54*, 100919. <https://doi.org/10.1016/j.arr.2019.100919>
- Barker, M., O'Hanlon, A., McGee, H. M., Hickey, A., & Conroy, R. M. (2007). Cross-sectional validation of the Aging Perceptions Questionnaire: A multidimensional instrument

- for assessing self-perceptions of aging. *BMC Geriatrics*, 7(1), 9.
<https://doi.org/10.1186/1471-2318-7-9>
- Brothers, A., Gabrian, M., Wahl, H.-W., & Diehl, M. (2019). A New Multidimensional Questionnaire to Assess Awareness of Age-Related Change (AARC). *The Gerontologist*, 59(3), e141-e151.
<https://doi.org/10.1093/geront/gny006>
- Brown, K. E., Kim, J., Stewart, T., Fulton, E., & McCarrey, A. C. (2021). Positive, but not negative, self-perceptions of aging predict cognitive function among older adults. *The International Journal of Aging and Human Development*, 93(1), 543-561.
<https://doi.org/10.1177/0091415020917681>
- Burton, A. E. (2021). Questionnaire measures of self-directed ageing stereotype in older adults: A systematic review of measurement properties. *European Journal of Ageing*, 28.
<https://doi.org/10.1007/s10433-020-00574-7>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.
<https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Cull, A., Sprangers, M., Bjordal, K., Aaronson, N., West, K., & Bottomley, A. (2017). *EORTC Quality of Life Group Translation Procedure*. 1-26.
- Diehl, M., Wahl, H.-W., Barrett, A. E., Brothers, A. F., Miche, M., Montepare, J. M., Westerhof, G. J., & Wurm, S. (2014a). Awareness of aging: Theoretical considerations on an emerging concept. *Developmental Review*, 34(2), 93-113.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2014.01.001>
- Diehl, M., Wahl, H.-W., Barrett, A. E., Brothers, A. F., Miche, M., Montepare, J. M., Westerhof, G. J., & Wurm, S. (2014b). Awareness of aging: Theoretical considerations on an emerging concept. *Developmental Review*, 34(2), 93-113.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2014.01.001>
- Diez-Quevedo, C., Rangil, T., Sanchez-Planell, L., Kroenke, K., & Spitzer, R. L. (2001). Validation and utility of the Patient Health Questionnaire in diagnosing mental disorders in 1003 general Hospital Spanish inpatients. *Psychosomatic Medicine*, 63(4), 679-686.
<https://doi.org/10.1097/00006842-200107000-00021>
- Faudzi, F. N. M., Armitage, C. J., Bryant, C., & Brown, L. J. E. (2019). A systematic review of the psychometric properties of Self-Report Measures of Attitudes to Aging. *Research on Aging*, 41(6), 549-574.
<https://doi.org/10.1177/0164027518825117>
- Ferrando, P. J., Chico, & Tous, J. M. (2002). Propiedades psicométricas del test de optimismo Life Orientation Test. *Psicothema*, 14, 673-680.
- Gallardo-Peralta, L., & Gálvez-Nieto, J. L. (2018). Validación del Cuestionario de Apoyo Social Comunitario en Personas Mayores Chilenas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 49(4).
<https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.04>
- Hicks, S. A., & Siedlecki, K. L. (2016). Leisure activity engagement and positive affect partially mediate the relationship between positive views on aging and physical health. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, gbw049.
<https://doi.org/10.1093/geronb/gbw049>
- IBM Corp. (2021). *IBM SPSS Statistics for Windows* (Version 28.0.) [Software].
- Ingrand, I., Houeto, J. L., Gil, R., Gee, H. M., Ingrand, P., & Paccalin, M. (2012a). *The validation of a French-language version of the Aging Perceptions Questionnaire (APQ) and its extension to a population aged 55 and over*. 9.
- Ingrand, I., Houeto, J. L., Gil, R., Gee, H. M., Ingrand, P., & Paccalin, M. (2012b). *The validation of a French-language version of the Aging Perceptions Questionnaire (APQ) and its extension to a population aged 55 and over*. 9.
- Iversen, T. N., Larsen, L., & Solem, P. E. (2009). A conceptual analysis of ageism. *Nordic Psychology*, 61(3), 4-22.
<https://doi.org/10.1027/1901-2276.61.3.4>
- Laidlaw, K., Power, M. J., Schmidt, S., & The WHOQOL-OLD Group. (2007). The attitudes to ageing questionnaire (AAQ): Development and psychometric properties. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 22(4), 367-379.
<https://doi.org/10.1002/gps.1683>

- Lawton, M. P. (1975). The Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: A Revision. *Journal of Gerontology*, 30(1), 85-89.
<https://doi.org/10.1093/geronj/30.1.85>
- Leventhal, H., Leventhal, E. A., & Contrada, R. J. (1998). Self-regulation, health, and behavior: A perceptual-cognitive approach. *Psychology & Health*, 13(4), 717-733.
<https://doi.org/10.1080/08870449808407425>
- Levy, B. (2009). Stereotype Embodiment: A Psychosocial Approach to Aging. *Current Directions in Psychological Science*, 18(6), 332-336.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01662.x>
- Levy, B. R., Slade, M. D., May, J., & Caracciolo, E. A. (2006). Physical recovery after acute myocardial infarction: Positive age self-stereotypes as a resource. *The International Journal of Aging and Human Development*, 62(4), 285-301.
<https://doi.org/10.2190/EJK1-1Q0D-LHGE-7A35>
- Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, Aj., & Wagenmakers, E. J. (2015). JASP (Version 0.7)[computer software]. *Amsterdam, the netherlands: Jasp project*.
- Lunaigh, C. Ó., & Lawlor, B. A. (2008). Loneliness and the health of older people. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 23(12), 1213-1221.
<https://doi.org/10.1002/gps.2054>
- Lucas-Carrasco, R. (2012). Reliability and validity of the Spanish version of the World Health Organization-Five Well-Being Index in elderly: Validity of the Spanish WHO-5 in elderly. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 66(6), 508-513.
<https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2012.02387.x>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN checklist for assessing the methodological quality of studies on measurement properties of health status measurement instruments: An international Delphi study. *Quality of Life Research*, 19(4), 539-549.
<https://doi.org/10.1007/s11136-010-9606-8>
- Moshagen, M., & Erdfelder, E. (2016). A New Strategy for Testing Structural Equation Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 54-60.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.950896>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25.2, 151-157.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Nilsson, E., Igelström, H., Vikman, I., Larsson, A., & Pauelsen, M. (2021). Positive self-perceptions of aging play a significant role in predicting physical performance among community-dwelling older adults. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(21), 11151.
<https://doi.org/10.3390/ijerph182111151>
- Organización Mundial de la Salud. (2015). *Informe Mundial sobre el Envejecimiento y la Salud*.
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Informe mundial sobre el edadismo*. Pan American Health Organization.
<https://doi.org/10.37774/9789275324455>
- Organización Mundial de la Salud. (2002). Envejecimiento activo: Un marco político. *Rev Esp Geriatr Gerontol*, 37 (S2), 74-105.
- Pinar, R., & Oz, H. (2011). Validity and reliability of the Philadelphia Geriatric Center Morale Scale among Turkish elderly people. *Quality of Life Research*, 20(1), 9-18.
<https://doi.org/10.1007/s11136-010-9723-4>
- R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. [Software]. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rossee, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2).
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Sadegh Moghadam, L., Foroughan, M., Mohammadi Shahbolaghi, F., Ahmadi, F., sajjadi, M., & Farhadi, A. (2016). Validity and reliability of the Persian version of the Brief Aging Perceptions Questionnaire in Iranian older adults. *Clinical Interventions in Aging*, 507. <https://doi.org/10.2147/CIA.S101620>
- Sargent-Cox, K. A., Anstey, K. J., & Luszcz, M. A. (2014). Longitudinal change of self-

- perceptions of aging and mortality. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69(2), 168-173.
<https://doi.org/10.1093/geronb/gbt005>
- Segel-Karpas, D., Cohn-Schwartz, E., & Ayalon, L. (2022). Self-perceptions of aging and depressive symptoms: The mediating role of loneliness. *Aging & Mental Health*, 26(7), 1495-1501.
<https://doi.org/10.1080/13607863.2021.1991275>
- Sexton, E., King-Kallimanis, B. L., Morgan, K., & McGee, H. (2014). Development of the Brief Ageing Perceptions Questionnaire (B-APQ): A confirmatory factor analysis approach to item reduction. *BMC Geriatrics*, 14(1), 44.
<https://doi.org/10.1186/1471-2318-14-44>
- Slotman, A., Cramm, J. M., & Nieboer, A. P. (2015). Validation of the Dutch Aging Perceptions Questionnaire and development of a short version. *Health and Quality of Life Outcomes*, 13(1), 54.
<https://doi.org/10.1186/s12955-015-0248-y>
- Slotman, A., Cramm, J. M., & Nieboer, A. P. (2017). Validation of the Aging Perceptions Questionnaire Short on a sample of community-dwelling Turkish elderly migrants. *Health and Quality of Life Outcomes*, 15(1), 42. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0619-7>
- Toro, R., Peña-Sarmiento, M., Avendaño-Prieto, B. L., Mejía-Vélez, S., & Bernal-Torres, A. (2022). Análisis Empírico del Coeficiente Alfa de Cronbach según Opciones de Respuesta, Muestra y Observaciones Atípicas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 63(2), 17.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP63.2.02>
- Velaithan, V., Tan, M.-M., Yu, T.-F., Liem, A., Teh, P.-L., & Su, T. T. (2023). The association of self-perception of ageing and quality of life in older adults: A systematic review. *The Gerontologist*, gnad041.
<https://doi.org/10.1093/geront/gnad041>
- Wanchai, A., & Phrompayak, D. (2019). Social participation types and benefits on health outcomes for elder people: A Systematic Review. *Ageing International*, 44(3), 223-233.
<https://doi.org/10.1007/s12126-018-9338-6>
- Ware, J. E., Kosinski, M., & Keller, S. D. (1996). A 12-Item Short-Form Health Survey: Construction of scales and preliminary tests of reliability and validity. *Medical Care*, 34(3), 220-233.
<https://doi.org/10.1097/00005650-199603000-00003>
- Wurm, S., & Benyamini, Y. (2014). Optimism buffers the detrimental effect of negative self-perceptions of ageing on physical and mental health. *Psychology & Health*, 29(7), 832-848.
<https://doi.org/10.1080/08870446.2014.891737>
- Wurm, S., Tesch-Römer, C., & Tomasik, M. J. (2007). Longitudinal findings on aging-related cognitions, control beliefs, and health in later life. *The Journals of Gerontology: Series B*, 62(3), P156-P164.
<https://doi.org/10.1093/geronb/62.3.P156>
- Wurm, S., Warner, L. M., Ziegelmann, J. P., Wolff, J. K., & Schüz, B. (2013). How do negative self-perceptions of aging become a self-fulfilling prophecy? *Psychology and Aging*, 28(4), 1088-1097.
<https://doi.org/10.1037/a0032845>

Apéndice 1

Versión original y en español del APQ-S

Nº	Ítem Original	Ítem en Español
1	I am always aware of my age	Siempre soy consciente de mi edad
2	I always classify myself as old	Siempre me clasifico como “persona mayor”
3	I am always aware of the fact that I am getting older	Siempre soy consciente del hecho de que me estoy haciendo mayor
4	As I get older I get wiser	A medida que envejezco, gano en sabiduría
5	As I get older I continue to grow as a person	A medida que envejezco, crezco como persona
6	As I get older I appreciate things more	A medida que envejezco, valoro más las cosas
7	The quality of my social life in later years depends on me	La calidad de mi vida social durante los últimos años de mi vida depende de mí
8	Whether I continue living life to the full depends on me	Seguir viviendo la vida plenamente depende de mí
9	Whether getting older has positive sides to it depends on me	Depende de mí que envejecer tenga cosas positivas
10	Getting older restricts the things that I can do	Envejecer limita las cosas que puedo hacer
11	Getting older makes everything a lot harder for me	Según voy envejeciendo, todo me resulta más difícil
12	As I get older I can take part in fewer activities	A medida que envejezco, puedo participar en menos actividades
13	Slowing down with age is not something I can control	La disminución del ritmo de vida que aparece con la edad no es algo que yo pueda controlar
14	How mobile I am in later life is not up to me	Mi movilidad, a medida que envejezco, no depende de mí
15	I have no control over whether I lose vitality or zest for life as I age	No puedo controlar la pérdida de vitalidad o de la ilusión por vivir a medida que envejezco
16	I get depressed when I think about getting older	Me deprimó cuando pienso que estoy envejeciendo
17	I worry about the effects that getting older may have on my relationships with others	Me preocupa cómo puede afectar el envejecimiento a mis relaciones con los demás
18	I go through cycles in which my experience of ageing gets better and worse	Paso por ciclos en los que mi percepción del envejecimiento mejora y empeora
19	I feel angry when I think about getting older	Me enfado cuando pienso que estoy envejeciendo
20	I go through phases of feeling old	Paso por fases en las que me siento mayor
21	My awareness of getting older changes a great deal from day to day	Mi percepción del envejecimiento cambia enormemente de un día para otro

Nota: Tiempo crónico: Ítems 1, 2 y 3. Tiempo cíclico: Ítems 18, 20 y 21. Consecuencias positivas: Ítems 4, 5 y 6. Consecuencias negativas: Ítems 10, 11 y 12. Representaciones emocionales: Ítems 16, 17 y 19. Control positivo: Ítems 7, 8 y 9. Control negativo: Ítems 13, 14 y 15. Los ítems 13, 14 y 15 se puntúan de forma inversa.