



COMILLAS
UNIVERSIDAD PONTIFICIA

ICAI

ICADE

CIHS

EVALUACIÓN DE UN PROGRAMA DE INTERVENCIÓN SOBRE MINDFULNESS Y AUTOCOMPASIÓN

Autor: Teresa Hernández Suárez de Cepeda

Tutora: Carlota Estefanía Martín Sanz

Facultad de Ciencias Humanas y Sociales

Madrid

Mayo de 2025

Índice

Resumen	3
Palabras clave.....	3
Abstract	4
Keywords	4
Introducción	5
Método	7
Diseño del estudio	7
Muestra.....	7
Instrumentos	8
Procedimiento.....	11
Análisis de los datos.....	17
Resultados	18
Viabilidad y aceptabilidad de la intervención	18
Variables de resultado primarias	19
Evaluación del proceso de cambio a nivel grupal	21
Discusión.....	23
Referencias	27

Resumen

Los programas basados en la promoción del mindfulness y la autocompasión (MSC) han demostrado ser una intervención eficaz para fomentar el bienestar psicológico, promover la regulación emocional y reducir el malestar asociado a patrones de afrontamiento desadaptativos. El objetivo de este estudio fue evaluar los cambios asociados a un programa MSC de ocho semanas en población adulta no clínica. Se utilizó un diseño cuasiexperimental pre-post sin grupo control, con evaluaciones semanales. La muestra estuvo compuesta por 13 participantes, de los cuales cinco completaron la evaluación post-intervención. Se aplicaron medidas estandarizadas de ansiedad, depresión, afecto positivo y negativo, autocompasión, autocrítica, evitación experiencial, rumiación, compasión hacia los demás y valores personales. Los datos se analizaron mediante pruebas paramétricas, modelos lineales mixtos e índices de cambio fiable. Se observaron mejoras significativas en autocompasión, autocrítica, autotranquilizarse y alineación con valores personales. A lo largo del programa se registraron descensos progresivos en evitación y rumiación, y aumentos sostenidos en autocompasión y valores. También se identificaron asociaciones negativas de la autocompasión con la rumiación y la evitación. En conjunto, estos resultados sugieren que el MSC puede facilitar cambios relevantes en variables de proceso implicadas en el bienestar emocional.

Palabras clave: Mindfulness, autocompasión, bienestar psicológico, regulación emocional, programa MSC.

Abstract

The Mindfulness and Self-Compassion (MSC) program has proven to be an effective intervention for enhancing psychological well-being, promoting emotional regulation, and reducing distress associated with maladaptive coping patterns. The aim of this study was to evaluate the effects of an eight-week MSC program in a non-clinical adult population. A pre-post quasi-experimental design without a control group was used, with weekly assessments. The sample consisted of 13 participants, of whom five completed the post-intervention evaluation. Standardized measures were administered to assess anxiety, depression, positive and negative affect, self-compassion, self-criticism, experiential avoidance, rumination, compassion for others, and personal values. Data were analyzed using parametric tests, linear mixed models, and reliable change indices. Significant improvements were observed in self-compassion, self-criticism, self-soothing, and alignment with personal values. Throughout the program, progressive decreases in avoidance and rumination were recorded, along with sustained increases in self-compassion and values. Additionally, negative associations were found between self-compassion and both rumination and experiential avoidance. Overall, these findings suggest that the MSC program may facilitate meaningful changes in process variables involved in emotional well-being.

Keywords: Mindfulness, self-compassion, psychological well-being, emotional regulation, MSC program.

Introducción

El mindfulness es la capacidad de prestar atención intencionadamente al momento presente y observar la experiencia sin emitir juicios (Kabat-Zinn, 2003). Esta técnica psicológica se considera clave para la regulación emocional, al facilitar el afrontamiento de pensamientos y emociones difíciles, como la tristeza, la ira o la sensación de insuficiencia, desde una actitud abierta y de aceptación (Germer & Neff, 2018). La autocompasión es la habilidad para ofrecerse a uno mismo amabilidad, apoyo y comprensión en momentos de sufrimiento, reconociendo este malestar como parte de la experiencia humana y evitando una actitud crítica (Neff, 2003b). Ambas prácticas se complementan y potencian mutuamente, constituyendo los pilares del Programa de Mindfulness y Autocompasión (MSC, por sus siglas en inglés), desarrollado por Kristin Neff y Christopher Germer. Este programa ofrece un entrenamiento estructurado de ocho sesiones semanales más una sesión de retiro de práctica en silencio, dirigido a la población general. Su objetivo principal es enseñar habilidades efectivas de gestión emocional mediante ejercicios experienciales, meditaciones guiadas (incluyendo prácticas de bondad amorosa) y dinámicas centradas en el cultivo de la autoamabilidad, la atención plena y el reconocimiento de la humanidad compartida (Germer & Neff, 2019).

La autocompasión, eje central del MSC, ha demostrado ofrecer beneficios añadidos respecto a intervenciones centradas exclusivamente en el mindfulness, relacionándose con menores niveles de malestar emocional y un mayor bienestar psicológico (Finlay-Jones et al., 2017; Liu, Lin & Xiong, 2024; MacBeth & Gumley, 2012; Wilson et al., 2019). En particular, se ha vinculado con una regulación emocional más eficaz, facilitando la aceptación de emociones difíciles sin recurrir a la evitación o la autocrítica (Neff, 2003b; Inwood & Ferrari, 2018). Estos efectos han sido observados tanto en población general como clínica, y se mantienen meses después de finalizar la intervención (Finlay-Jones et al., 2017; Neff & Germer, 2013). Asimismo, el programa MSC genera altos niveles de satisfacción entre los participantes, quienes refieren sentirse más conscientes emocionalmente y mejor preparados para afrontar el estrés cotidiano (Neff & Germer, 2013). Además, se ha observado que incluso una práctica parcial, si se mantiene con regularidad, puede estar asociada con beneficios relevantes, subrayando así el papel del compromiso durante la intervención (Yela et al., 2019). Esto se complementa con estudios que han señalado mejoras específicas en dimensiones clave del programa, como la autoamabilidad, la humanidad compartida y la atención plena, lo que refleja el impacto positivo del programa en la relación de los participantes consigo mismos (Aranda Auserón et al., 2017; Jiménez & Riesco, 2016; Yela et al., 2019).

Uno de los mecanismos clave destacados por la literatura en torno al MSC es su capacidad para fortalecer la flexibilidad psicológica y reducir la evitación experiencial, lo que ha demostrado mediar la relación entre autocompasión y una menor sintomatología ansiosa y depresiva (Lanzaro et al., 2021; Yela et al., 2021). En esta línea, se ha observado que la autocompasión facilita un afrontamiento más adaptativo del malestar emocional, reduciendo la tendencia a utilizar respuestas evitativas como la supresión emocional (Germer & Neff, 2019). Además, niveles más altos de autocompasión se han vinculado sistemáticamente con una menor presencia de rumiación y respuestas evitativas (Inwood & Ferrari, 2018; Krieger et al., 2013). De forma complementaria, otras investigaciones señalan que la autocompasión puede contribuir a disminuir la autocrítica y actuar como un factor protector frente a su impacto negativo en el bienestar emocional (Gilbert & Procter, 2006; Warren et al., 2016).

A nivel clínico, el MSC ha mostrado una eficacia sólida en la reducción de síntomas tanto de ansiedad como de depresión. En el caso de la ansiedad, diversos estudios han documentado mejoras significativas tras la participación en programas MSC aplicados a población general, destacando una reducción de los niveles de esta tras la intervención (Liu, Lin, & Xiong, 2024; Wilson et al., 2019). En lo que respecta a la sintomatología depresiva, diversos estudios han documentado efectos terapéuticos relevantes, observando reducciones incluso en personas con altos niveles de autocrítica (Diedrich et al., 2014; Ehret et al., 2018; Krieger et al., 2013). Estos beneficios no solo se manifiestan al finalizar la intervención, sino que tienden a mantener o incluso intensificarse con el paso del tiempo, tal como se ha evidenciado en seguimientos realizados hasta seis meses después de la intervención (Bluth & Eisenlohr-Moul, 2017; Neff & Germer, 2013).

Además de su efecto sobre la sintomatología clínica, el entrenamiento en autocompasión se ha relacionado directamente con un mayor bienestar subjetivo, incluyendo mayores niveles de satisfacción con la vida, felicidad y optimismo (Ferrari et al., 2019). En esta línea, algunos trabajos han sugerido que la autocompasión podría mediar la relación entre mindfulness y la sensación de satisfacción vital (Hollis-Walker & Colosimo, 2011), una hipótesis que ha sido respaldada por un metaanálisis que confirma esta asociación en diversos contextos (Zessin et al., 2015). En el plano afectivo, el MSC también se ha vinculado con el afecto positivo, es decir con un incremento en emociones positivas como gratitud, entusiasmo o alegría, particularmente asociado a prácticas como la meditación de bondad amorosa (Fredrickson et al., 2008; Hofmann et al., 2011). Asimismo, se ha observado una reducción en emociones negativas como tristeza, miedo o irritabilidad, incluso cuando se controlan variables como la autoestima (Conversano et al., 2020; Krieger et al., 2015).

Finalmente, se ha observado que cultivar la autocompasión puede favorecer una mayor conexión con los valores personales, lo que se traduce en una conducta más coherente y alineada con estos incluso ante situaciones difíciles (Neff & Germer, 2013). Diversas investigaciones han asociado esta habilidad con una mayor autodirección, benevolencia y sentido de universalidad (Allen & Leary, 2010; Dzwonkowska et al., 2015; Neff & Dahm, 2015). Asimismo, se ha encontrado que niveles más elevados de autocompasión se relacionan con mayores niveles de empatía, perdón y compasión hacia los demás (Fulton, 2018; Neff & Pommier, 2013). En contextos profesionales, como el ámbito sanitario, se ha señalado que la autocompasión puede actuar como un factor protector frente al burnout y al miedo a expresar compasión, contribuyendo así a mejorar tanto el bienestar emocional de quienes cuidan como la calidad de la atención prestada (Durkin et al., 2016; Gilbert et al., 2011).

El presente trabajo tiene como objetivo evaluar los cambios asociados a un programa de intervención basado en mindfulness y autocompasión aplicado a población adulta en un contexto no clínico. Se analiza si, tras ocho sesiones de intervención y un retiro de práctica en silencio, se producen mejoras en variables primarias como ansiedad, depresión, afecto positivo y negativo, y satisfacción con la vida. Además, se examinan posibles cambios en mecanismos psicológicos asociados al bienestar emocional, incluyendo la autocompasión, la regulación emocional, la autocrítica, la rumiación, la evitación experiencial, los valores personales y la compasión hacia los demás. También se analiza la evolución de algunas de estas variables (autocompasión, rumiación, evitación y valores) a lo largo de las sesiones, así como las posibles asociaciones entre ellas y la percepción de viabilidad y aceptación del programa.

Método

Diseño del estudio

Se realizó un diseño cuasi-experimental de un único grupo. Se administraron cuestionarios antes y después de la intervención y durante el desarrollo del programa tras cada una de las ocho sesiones más la del retiro.

Muestra

Los participantes de este estudio fueron personas adultas que se apuntaron de manera voluntaria a través de una convocatoria publicada en el portal de cursos de la Unidad Clínica de Psicología (UNINPSI) de la Universidad Pontificia Comillas. El programa estaba dirigido especialmente a población general interesada en mejorar su relación consigo misma, pacientes en procesos psicoterapéuticos que deseaban complementar su trabajo terapéutico, profesionales del ámbito

de la salud interesados tanto en el desarrollo personal como en la adquisición de herramientas útiles para su práctica clínica, así como a cualquier persona con motivación por alcanzar un mayor bienestar.

Como criterios de inclusión se establecieron: ser mayor de edad, contar con disponibilidad horaria para asistir presencialmente al conjunto del programa y firmar el consentimiento informado. Como criterios de exclusión se consideraron: la presencia de patología mental severa, haber sufrido un trauma agudo o severo, y la imposibilidad de comprometerse a una asistencia mínima del 75% de las sesiones.

La muestra final está compuesta por 13 participantes, con edades comprendidas entre los 22 y los 65 años ($M = 41.54$; $DT = 15.81$), la mayoría eran mujeres ($n = 11$; 84.6 %). Respecto a su situación laboral, ocho se encontraban empleados a jornada completa o parcial, tres eran estudiantes, uno estaba jubilado y otro se dedicaba al cuidado no remunerado en el ámbito doméstico. En cuanto al nivel educativo, diez personas contaban con formación de posgrado o máster, dos con estudios de grado o licenciatura, y una con formación doctoral.

En relación con los ingresos mensuales per cápita, la distribución fue heterogénea: desde menos de 745 € hasta más de 3000 € por persona en el hogar. En el caso de la religiosidad mostró una distribución amplia, con puntuaciones que abarcaron todo el rango, aunque tendieron a concentrarse en valores altos ($M = 7,86$; $DT = 1,41$). La espiritualidad se concentró en los valores más elevados de la escala, situándose la mayoría de los participantes entre 8 y 10 ($M = 8,57$; $DT = 0,92$).

En cuanto a la experiencia previa en prácticas afines a la intervención, siete personas habían realizado cursos de meditación y cuatro habían participado en retiros de mindfulness. Durante la intervención, cuatro participantes se encontraban recibiendo psicoterapia. Asimismo, cuatro ejercían profesionalmente como psicoterapeutas, y los nueve restantes desempeñaban otras ocupaciones no vinculadas directamente al ámbito clínico.

Instrumentos

En primer lugar, se preguntó por el género, ofreciendo cuatro opciones de respuesta: hombre, mujer, otro y prefiero no decirlo. La edad se indicó mediante una respuesta numérica abierta. En cuanto al nivel educativo alcanzado, se presentaron cinco categorías: formación básica o secundaria obligatoria, bachillerato o ciclo medio, graduado, licenciado o ciclo superior, postgrado/máster y doctorado.

La situación laboral fue evaluada mediante una pregunta de opción múltiple con las siguientes alternativas: estudiante, en paro, en búsqueda activa de empleo, trabajador a tiempo

completo o parcial, jubilado, baja laboral y otro. Asimismo, se recogieron los ingresos promedio del hogar, calculados como los ingresos totales divididos por el número de personas convivientes, y categorizados en: más de 3000 euros por persona, entre 2500 y 3000 euros, 2100–2500 euros, 1600–2100 euros, 1300–1600 euros, 745–1300 euros y menos de 750 euros por persona.

Además, se preguntó si los participantes estaban recibiendo tratamiento psicoterapéutico en el momento de la investigación (sí / no) y sobre si trabajaban profesionalmente como psicoterapeuta (sí / no). También se exploró la experiencia previa en meditación, mediante una pregunta tipo escala con las siguientes opciones: no, ocasionalmente, medito diariamente desde hace más de 1 mes (menos de 1 año), medito diariamente desde hace más de 1 año (menos de 5 años) y medito diariamente desde hace más de 5 años. Complementariamente, se preguntó si los participantes habían realizado algún curso de mindfulness o meditación, así como si habían asistido a algún retiro de varios días de mindfulness o meditación (ambas con respuesta tipo: sí / no).

Asimismo, se evaluaron las variables de religiosidad y espiritualidad mediante ítems individuales, en los que los participantes indicaban en qué grado se consideraban personas religiosas y espirituales respectivamente, utilizando una escala tipo Likert de 10 puntos, donde 0 equivalía a “nada” y 10 a “totalmente”.

Durante la intervención también se recogieron variables relacionadas con la adherencia al protocolo y la satisfacción con el curso. Estas variables se evaluaron mediante preguntas abiertas incluidas en los cuestionarios administrados entre sesiones, en las que se indagaba sobre la frecuencia y tipo de práctica realizada (formal o informal), los efectos percibidos del curso durante la semana, así como aspectos que resultaron útiles o posibles dificultades encontradas. No se utilizaron ítems estructurados ni escalas estandarizadas, sino que las respuestas se obtuvieron a partir de la expresión libre de los participantes.

Para registrar la regulación emocional se usó la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS; Gratz & Roemer, 2004), en su adaptación española (Hervás & Jódar, 2008). Se compone de 28 ítems que evalúan cinco dimensiones: descontrol emocional, interferencia cotidiana, desatención emocional, confusión y rechazo emocionales. Los ítems se responden en una escala Likert de 5 puntos, donde 1 indica "casi nunca" y 5 "casi siempre"; puntuaciones más altas reflejan mayores dificultades en la regulación emocional. La versión española ha mostrado una alta consistencia interna, con un alfa de Cronbach de .95 para la escala total y valores entre .81 y .93 para las subescalas.

Para evaluar la autocompasión se utilizó la Escala de Autocompasión (SCS; Neff, 2003a), adaptación española de García-Campayo et al. (2014). Esta escala evalúa el nivel de autocompasión mediante 26 ítems distribuidos en seis dimensiones: autoamabilidad, autocrítica, humanidad compartida, aislamiento, mindfulness y sobreidentificación. Se responde en una escala Likert de 5 puntos (1 = "casi nunca"; 5 = "casi siempre"), donde una puntuación más alta indica un mayor nivel de autocompasión. La adaptación española confirmó la estructura original de seis factores y obtuvo una consistencia interna adecuada para la escala total ($\alpha = .87$) y sus subescalas: autoamabilidad ($\alpha = .87$), autocrítica ($\alpha = .83$), humanidad compartida ($\alpha = .79$), aislamiento ($\alpha = .76$), mindfulness ($\alpha = .77$) y sobreidentificación ($\alpha = .72$).

El Cuestionario de Valores Personales (PVQ 21; Schwartz, 2021) evalúa los diez valores universales definidos por Schwartz (1992): poder, logro, hedonismo, estimulación, autodirección, universalismo, benevolencia, conformidad, tradición y seguridad, mediante 21 ítems en formato retrato que describen comportamientos y metas de un "otro" con los que el participante compara su propia forma de ser. Cada ítem se responde en una escala Likert de seis puntos (0 = "nada semejante a mí"; 5 = "muy semejante a mí"); puntuaciones más altas reflejan una mayor importancia atribuida a ese valor. En este estudio, se utilizó la versión completa del PVQ 21 en los momentos de pre y post-intervención, y únicamente los ítems correspondientes al valor de Autodirección en las evaluaciones intermedias. Druet Domínguez et al. (2017), reportan un coeficiente alfa de Cronbach aceptable ($\alpha = .575$) para la subescala Autodirección, dada la brevedad del instrumento.

Para evaluar la autocrítica y la capacidad de autotranquilizarse se empleó la Escala de Formas de Autocrítica/Ataque y Formas de Autotranquilizarse (FSCRS; Gilbert et al., 2004; versión española de López-Cavada & Jódar Anchía, 2017). Consta de 22 ítems distribuidos en tres dimensiones: yo inadecuado, yo odiado y yo reasegurado. Los ítems se responden mediante una escala tipo Likert de cinco puntos (0 = "nada, absolutamente no"; 4 = "extremadamente"). Gilbert et al. (2004) reportaron que el instrumento mostró una alta fiabilidad interna (α entre .86 y .90), así como buena validez estructural y convergente.

Se utilizó también el Cuestionario de Aceptación y Acción II (AAQ-II; Bond et al., 2011; versión española de Ruiz et al., 2013), el cual mide la evitación experiencial e inflexibilidad psicológica mediante 7 ítems tipo Likert de siete puntos (1 = "nunca es verdad"; 7 = "siempre es verdad"), con puntuaciones mayores indicando mayor inflexibilidad psicológica. La adaptación española mostró alta consistencia interna ($\alpha = .88$) y adecuada validez convergente.

Para medir la compasión hacia los demás se empleó la Escala de Compasión hacia los Demás (SOCS-O; Gu et al., 2020). Este instrumento consta de 20 ítems que evalúan cinco dimensiones: reconocimiento del sufrimiento, comprensión del sufrimiento, resonancia emocional, tolerancia al malestar y motivación para aliviarlo. Las respuestas se recogen mediante una escala Likert de cinco puntos (1 = “nada en absoluto”; 5 = “siempre”). Gu et al. (2020) reportaron coeficientes alfa entre .74 y .94, demostrando una fiabilidad interna adecuada y buena validez convergente.

La Escala de Ansiedad Generalizada (GAD-7; Spitzer et al., 2006; adaptación española de García-Campayo et al., 2010) se utilizó para evaluar síntomas de ansiedad generalizada durante las últimas dos semanas mediante 7 ítems tipo Likert de cuatro puntos (0 = “nada”; 3 = “casi todos los días”). En la adaptación española, la escala mostró una alta fiabilidad interna ($\alpha = .936$) y alta validez convergente.

El Cuestionario de Salud del Paciente (PHQ-9; Kroenke, Spitzer & Williams, 2001; validación española por Diez Quevedo et al., 2001) fue empleado para evaluar la sintomatología depresiva experimentada durante las últimas dos semanas mediante 9 ítems tipo Likert (0 = “ningún día”; 3 = “casi todos los días”). En población española, este instrumento mostró buena sensibilidad (87%) y especificidad (88%), así como una alta consistencia interna ($\omega = .89$) (Muñoz-Navarro et al., 2017).

Se utilizó la Escala de Respuestas Rumiativas (RRS; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991; adaptación española de Hervás, 2008) para evaluar la tendencia a la rumiación cognitiva mediante 22 ítems tipo Likert (1 = “casi nunca”; 4 = “casi siempre”). Su versión española reportó alta fiabilidad interna en todas sus subescalas ($\alpha > .80$).

Finalmente, se emplearon la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et al., 1985; adaptación española de Atienza et al., 2000) y la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS; Watson, Clark & Tellegen, 1988; adaptación española de Sandín et al., 1999). La primera evalúa satisfacción vital global con 5 ítems tipo Likert (1 = “muy en desacuerdo”; 7 = “muy de acuerdo”), mostrando una fiabilidad interna adecuada ($\alpha = .88$). La segunda mide afecto positivo y negativo con 20 ítems en total (10 por dimensión), mediante respuestas tipo Likert (1 = “muy poco o nada”; 5 = “mucho”), presentando coeficientes alfa de .84 y .88 respectivamente.

Procedimiento

El programa se desarrolló en formato presencial a lo largo de ocho semanas consecutivas durante el segundo semestre de 2024. Las sesiones se llevaron a cabo semanalmente en la

Unidad Clínica de Psicología (UNINPSI) de la Universidad Pontificia de Comillas, con una duración aproximada de dos horas por sesión. Además de las ocho sesiones semanales, se realizó una sesión intensiva de retiro de práctica en silencio, orientada a consolidar la práctica formal e integrar los contenidos abordados durante la intervención.

Previamente al inicio del programa, se proporcionó a los participantes información detallada sobre el estudio, y se obtuvo el consentimiento informado por escrito. La investigación fue aprobada por el Comité de Ética de la Universidad Pontificia Comillas (España). La evaluación pre-intervención fue administrada en formato papel durante la primera sesión, mientras que las medidas post-intervención, así como los cuestionarios semanales, fueron completados de forma online a través de GoogleForms.

De los 13 participantes que iniciaron el programa, todos completaron la evaluación inicial (pre-intervención), mientras que únicamente cinco respondieron al cuestionario post-intervención (Tabla 1). La cumplimentación de los formularios semanales varió entre participantes, siendo más alta en las primeras sesiones y descendiendo progresivamente a lo largo del programa. Finalmente, la tasa más baja de respuesta se produjo en la evaluación post-intervención ($n = 5$), lo que implica que el análisis de las diferencias pre y post-intervención se ha realizado sobre una muestra reducida.

Tabla 1*Tasa de cumplimentación de cuestionarios por participante*

Participantes	Pre-intervención	Semana 1	Semana 2	Semana 3	Semana 4	Semana 5	Semana 6	Semana 7	Semana 8	Post-intervención
P1	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
P2	X									
P3	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
P4	X									
P5	X	X	X	X	X	X		X		
P6	X	X								
P7	X	X	X							
P8	X	X	X	X		X	X	X		
P9	X	X	X	X	X		X		X	X
P10	X	X		X		X	X	X	X	X
P11	X		X	X	X	X	X	X	X	X
P12	X	X	X	X	X			X	X	
P13	X	X	X	X						
N.º de respuestas	13	10	9	9	6	6	6	7	6	5

Análisis de los datos

Para el análisis de las diferencias pre y post-intervención en las variables de resultado primarias (ansiedad, depresión, satisfacción con la vida, afecto positivo y negativo) y mediadoras (valores personales, regulación emocional, autocompasión, autocrítica, evitación psicológica, compasión hacia los demás y rumiación), se aplicó la prueba *t* de Student para muestras relacionadas. En los casos en los que no se cumplió el supuesto de normalidad, se utilizó la prueba no paramétrica de Wilcoxon para muestras apareadas. El tamaño del efecto se calculó mediante la *d* de Cohen.

A nivel individual, se evaluó si los cambios observados en cada participante eran estadísticamente fiables mediante el Índice de Cambio Fiable (RCI; Jacobson & Truax, 1991). Se consideró que existía un cambio estadísticamente fiable cuando el valor del RCI era igual o superior a ± 1.96 . Para su cálculo, se emplearon los valores de fiabilidad (test-retest o consistencia interna) y desviación típica reportados en estudios previos con muestras comparables. Concretamente, se utilizaron los siguientes: GAD-7 (García-Campayo et al., 2010), PANAS (López-Gómez, Hervás & Vázquez, 2015), PHQ-9 (Kroenke, Spitzer & Williams, 2001) y SWLS (Padrós, Gutiérrez & Medina, 2015).

Para analizar el cambio en las variables evaluadas a lo largo del programa (rumiación, valores, evitación y autocompasión), se utilizaron modelos lineales mixtos estimados mediante máxima verosimilitud restringida (REML). La variable correspondiente a las sesiones (de la 0 a la 9) se incluyó como efecto fijo, y el identificador de sujeto como factor aleatorio. Los coeficientes obtenidos se interpretaron en relación con la sesión 0 (pre-intervención). Además, se calcularon los índices R^2 marginal y condicional para estimar, respectivamente, la varianza explicada por el efecto del tiempo y la varianza total explicada por el modelo. Además, se representó gráficamente la evolución sesión a sesión de las variables con el fin de observar visualmente la progresión individual y grupal del cambio.

Para examinar las asociaciones entre variables se estimaron modelos lineales mixtos adicionales, manteniendo el intercepto aleatorio por participante e incluyendo una segunda variable como predictor junto a la variable temporal. Se reportaron los coeficientes β y la *r* correspondiente para cada modelo.

En cuanto a las respuestas abiertas relativas a la adherencia al protocolo y a la satisfacción con el curso fueron analizadas de forma cualitativa y descriptiva. Para ello, las respuestas fueron revisadas de forma manual y organizadas según los temas o ideas

principales, con el objetivo de identificar patrones comunes en la vivencia y percepción de los participantes a lo largo de la intervención.

Los análisis se realizaron con el software Jamovi (The jamovi project, 2022) aplicando un nivel de significación de $p < .05$ y un intervalo de confianza del 95 %.

Resultados

Viabilidad y aceptabilidad de la intervención

Todos los participantes que iniciaron el programa completaron la intervención en su totalidad. La asistencia se mantuvo estable a lo largo de las ocho sesiones más la del retiro, registrándose algunas ausencias puntuales que no afectaron al seguimiento del programa ni a su implementación grupal. Las sesiones con mayor asistencia fueron la primera, segunda y quinta, en las que participaron los 13 integrantes del grupo, lo que representa un 100 % de asistencia. Por el contrario, la sesión con menor asistencia fue la séptima, con la presencia de 9 personas, lo que equivale al 69,23 % del total. La asistencia media por sesión a lo largo del programa fue de 11,44 participantes.

En relación con la adherencia a las prácticas meditativas propuestas a practicar en casa, los participantes ofrecieron descripciones subjetivas diversas sobre su grado de implicación y frecuencia de práctica a lo largo del programa. Algunos participantes manifestaron dificultades para integrar la práctica formal diaria en su rutina por limitaciones de tiempo, optando por prácticas informales más breves (como respiración consciente, gestos autocompasivos o pausas conscientes). Otros participantes reportaron una práctica formal más constante, dedicando sesiones de meditación varias veces por semana. En conjunto, estas prácticas se manifestaron mayoritariamente en el ámbito cotidiano a través de pequeños gestos conscientes y estrategias de autocompasión aplicadas en la vida diaria.

En relación con la aceptabilidad, la valoración subjetiva de la intervención fue altamente positiva. Los participantes expresaron haber experimentado mejoras en diferentes áreas del bienestar emocional, tales como el aumento de la autocompasión, la reducción de la autocrítica, una mayor conciencia emocional y una mejor gestión del estrés. Además, se reportaron beneficios en la capacidad de afrontar situaciones personales complejas, disminuir la presencia de pensamientos intrusivos o gestionar emociones difíciles con mayor eficacia.

Un aspecto especialmente destacado fue el rol del grupo: varios participantes subrayaron la importancia de la humanidad compartida como elemento facilitador del

proceso personal. El entorno emocionalmente seguro y la sensación de conexión con otros se valoraron como factores terapéuticos clave. Finalmente, cabe señalar que no se reportaron experiencias negativas asociadas a la intervención.

Variables de resultado primarias

No se han encontrado diferencias estadísticamente significativas en ninguna de las variables primarias analizadas (Tabla 2). Únicamente en el caso de la ansiedad se observó una tendencia marginal ($p = .055$) hacia una reducción tras la intervención, con un tamaño del efecto muy grande ($d = 1.20$), lo que sugiere una mejora sustancial tras la intervención. A pesar de la falta de significación estadística, a nivel descriptivo los resultados indican mejoras en todas las variables evaluadas: se registraron disminuciones en los niveles de afecto negativo, ansiedad y depresión, así como aumentos en el afecto positivo. Los tamaños del efecto fueron moderados o grandes en la mayoría de los casos, excepto en el caso de la satisfacción con la vida ($d = 0.12$).

Tabla 2

Resultados pre-post de variables primarias

Variable	Pre		Post		Estadístico			
	M	SD	M	SD	<i>t</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Afecto negativo	27.00	9.46	18.00	5.34	1.950	4	0.123	0.87
Afecto positivo	31.40	9.74	37.20	4.27	-1.224	4	0.288	-0.55
Ansiedad	12.20	7.16	3.00	2.74	2.685	4	0.055	1.20
Depresión	9.80	8.67	4.80	4.44	1.182	4	0.303	0.53
Satisfacción con la vida	26.60	1.52	26.40	1.52	0.272	4	0.799	0.12

A nivel individual, tres de los cinco participantes evaluados presentaron un cambio fiable en los niveles de ansiedad pre-post intervención, con valores de RCI inferiores a -1.96 , indicando una disminución significativa en esta variable (Tabla 3). Del mismo modo, se identificaron tres casos de cambio fiable en el afecto negativo. En el afecto positivo y la sintomatología depresiva, un único participante en cada caso mostró un cambio significativo. Por el contrario, no se observaron cambios fiables en la satisfacción con la vida tras la intervención.

Tabla 3*Valores diferenciales pre-post de los participantes por variables primarias*

Participante	Ansiedad	Afecto negativo	Afecto positivo	Depresión	Satisfacción con la vida
P1	-15*	-13*	24*	-21*	-1
P3	0	3	-2	3	1
P9	-18*	-22*	0	1	-2
P10	-10*	-13*	6	-4	2
P11	-3	0	1	-4	-1

Nota. Los valores marcados con asterisco indican un cambio fiable según el Índice de Cambio Fiable (RCI), $p < .05$

Mecanismos de cambio

Se hallaron mejoras relevantes en autocompasión, autocrítica, autotranquilizarse y valores personales (Tabla 4), todas con tamaños del efecto muy grandes, destacando especialmente los obtenidos en valores personales ($d = 2.07$) y autotranquilizarse ($d = 1.85$), lo que sugiere cambios sustanciales tras la intervención. Aunque otras variables como la rumiación, la evitación y la regulación emocional no alcanzaron el nivel de significación estadística, los tamaños del efecto fueron elevados, lo que indica posibles mejoras relevantes. En cambio, no se observaron cambios significativos ni a nivel descriptivo en la compasión hacia los demás.

Tabla 4*Resultados pre-post de los mecanismos de cambio*

Variable	Pre		Post		t	Estadístico			
	M	SD	M	SD		gl	p	d	
Autocompasión	80.60	21.65	112.80	8.70	-3.73	4	0.020	-1.67	
Rumiación	53.80	13.33	39.20	9.39	2.36	4	0.078	1.06	
Valores personales	81.80	13.44	66.40	7.96	0.272	4	0.010	2.07	
Evitación	27.80	9.81	18.00	5.15	4.63	4	0.056	1.20	
Autotranquilizarse	18.00	5.83	26.40	27.60	1.67	4	0.014	-1.85	
Autocrítica	23.40	12.93	8.40	3.85	2.67	4	0.023	1.60	
Compasión hacia los demás	81.60	14.06	88.20	8.04	2.00	4	0.789	-0.356	
Regulación emocional	64.20	20.46	42.00	13.19	15.00	4	0.058	0.879	

Evaluación del proceso de cambio a nivel grupal

El análisis del cambio a lo largo de las sesiones mediante modelos lineales mixtos reveló diferencias estadísticamente significativas en las cuatro variables estudiadas: evitación, rumiación, autocompasión y valores. En todos los casos, las pruebas F alcanzaron significación estadística ($p < .01$), lo que indica un efecto del tiempo sobre estas variables (Tabla 5).

En cuanto a las variables de evitación y rumiación, se observó una tendencia descendente progresiva, especialmente acentuada en las sesiones finales (Figura 1). En evitación, los cambios fueron significativos en la sesión 8 ($p = .026$) y se intensificaron en la sesión 9 ($p < .001$). En el caso de la rumiación, las diferencias significativas comenzaron a observarse desde la sesión 7 ($p = .010$) y se mantuvieron en las sesiones 8 y 9 ($p < .001$). Las variables de autocompasión y valores mostraron una evolución ascendente (Figura 1). En autocompasión, los aumentos fueron estadísticamente significativos desde la sesión 3 hasta la 9. En el caso de los valores, aunque el modelo global fue significativo ($p < .001$), no se observaron diferencias concretas entre sesiones, lo que indica una mejora progresiva a lo largo del tiempo, sin cambios marcados en momentos específicos.

Los coeficientes de determinación (R^2) indicaron que la varianza explicada por el efecto del tiempo (R^2 *marginal*) fue moderada, con valores entre .08 y .26. En cambio, el R^2 *condicional*, que incorpora tanto el efecto del tiempo como la variabilidad interindividual, fue elevado en todas las variables (entre .68 y .84), lo que sugiere un cambio global positivo acompañado de trayectorias individuales heterogéneas.

Tabla 5

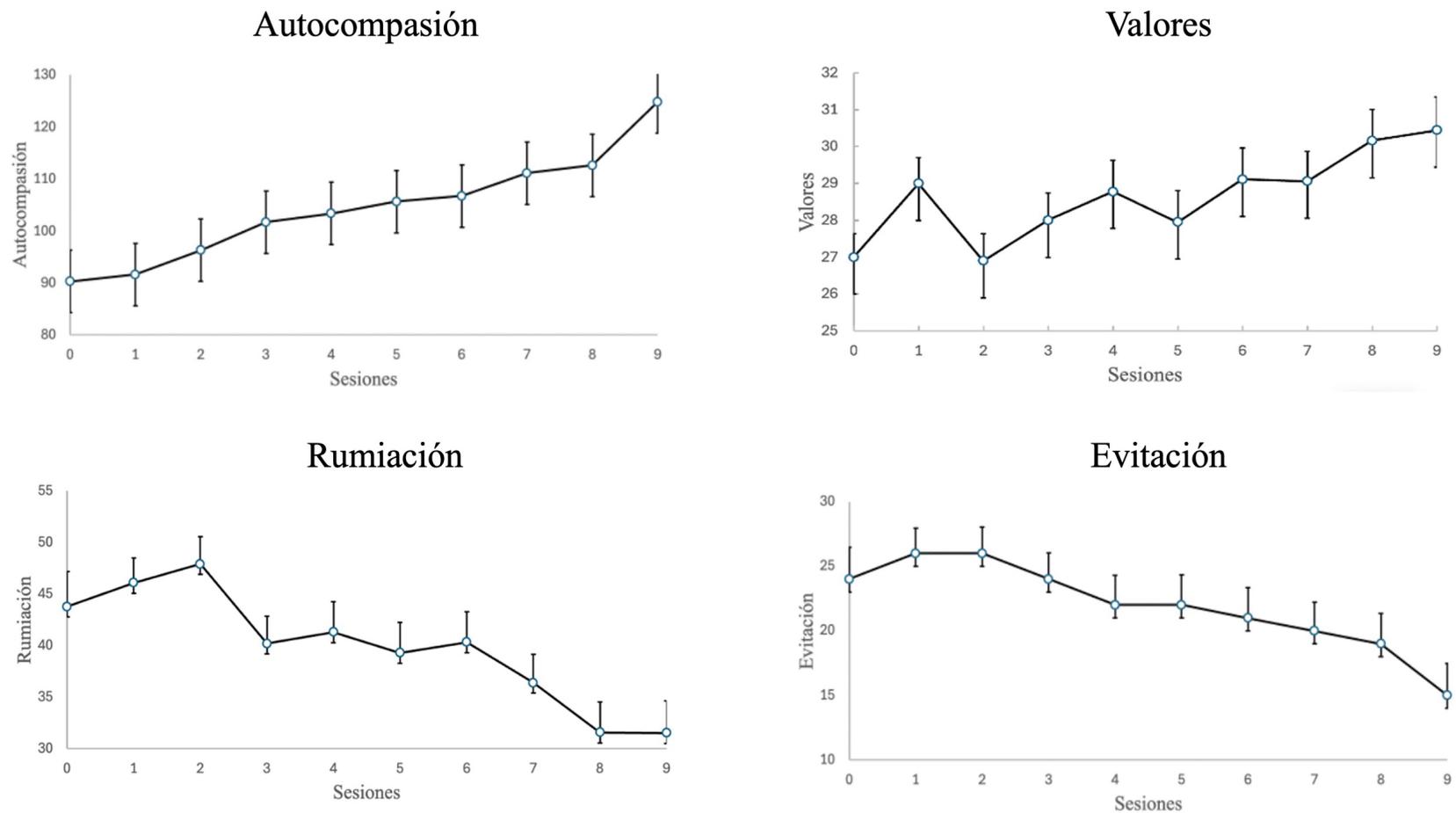
Resultados del modelo mixto por variable de resultado

Variables	F	p	R^2 <i>marginal</i>	R^2 <i>condicional</i>	Cambio estimado (S9 – S0)	Sesiones con cambio significativos
Evitación	2.95	.006	0.081	0.803	- 9.33	S8 ($p = .026$), S9 ($p < .001$)
Rumiación	5.88	<.001	0.131	0.840	- 12.25	S7 ($p = .010$), S8–S9 ($p < .001$)
Autocompasión	7.14	<.001	0.255	0.756	34.55	S3–S9 (todas $p < .05$)
Valores	3.80	<.001	0.160	0.683	3.508	Modelo global ($p < .001$); sin sesiones significativas

Nota. Los cambios estimados reflejan la diferencia entre la sesión 9 y la sesión 0 según modelos mixtos

Figura 1.

Cambios sesión a sesión observados en autocompasión, valores, rumiación y evitación



Se utilizaron modelos lineales mixtos para analizar las asociaciones entre variables (Tabla 6). La autocompasión se asoció negativamente con la rumiación ($r = -.476, p < .001$) y con evitación ($r = -.597, p < .001$). Asimismo, se observó una relación positiva entre rumiación y evitación ($r = .717, p < .001$). No se hallaron asociaciones significativas con la variable de valores personales.

Tabla 6

Asociaciones entre variables de resultado mediante modelos mixtos

Relación	<i>F</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	β	<i>r</i>
Autocompasión ~ Rumiación	12.81	43.8	< .001	- 0.629	- .476
Autocompasión ~ Evitación	21.75	39.2	< .001	- 0.969	- .597
Autocompasión ~ Valores	0.04	63.6	.844	0.146	.025
Evitación ~ Rumiación	49.66	47.0	< .001	0.514	.717
Evitación ~ Valores	1.62	62.2	.208	0.440	.159
Rumiación ~ Valores	0.06	59.7	.802	-0.112	- .032

Discusión

Los resultados obtenidos permiten valorar positivamente la viabilidad y aceptabilidad del programa de Mindfulness y Autocompasión (MSC). Todos los participantes que iniciaron la intervención la completaron, y la asistencia media por sesión fue alta y relativamente estable, lo que sugiere una buena aceptación del formato y el contenido. Además, las valoraciones subjetivas recogidas a lo largo del programa reflejan una percepción favorable por parte de los participantes, que refieren mejoras emocionales como mayor conciencia emocional, reducción de la autocrítica y un mejor afrontamiento en situaciones de estrés, en línea con lo descrito por Neff y Germer (2013). Es importante señalar que esta percepción positiva podría estar vinculada a aspectos relacionales del propio grupo, como el sentimiento de pertenencia o la humanidad compartida, elementos que varios participantes destacaron como especialmente relevantes. Este componente grupal, considerado un pilar del programa de Mindfulness y Autocompasión (MSC; Germer & Neff, 2019), ha sido vinculado en estudios previos con una mejora en la experiencia de los participantes, y podría haber favorecido tanto el compromiso con el programa como la percepción de beneficio (Jiménez & Riesco, 2016; Yela et al., 2019).

En cuanto a la adherencia al programa, aunque algunos participantes informaron dificultades para mantener una práctica formal diaria, la mayoría integró prácticas informales en su vida cotidiana, como pausas conscientes o gestos compasivos hacia ellos mismos. Esta adaptación flexible de la práctica puede haber contribuido a los beneficios percibidos. De hecho, Yela et al. (2019) destacan que incluso una práctica parcial, mantenida con regularidad, puede estar asociada a mejoras percibidas relevantes. Aun así, la ausencia de una evaluación objetiva y cuantitativa del tipo y frecuencia de práctica limita las conclusiones que pueden extraerse sobre su papel en los resultados obtenidos.

Por otra parte, nuestros resultados no han mostrado cambios a nivel grupal en ninguna de las variables primarias observadas, es decir, ni en depresión, ni en afecto positivo o negativo, ni en ansiedad. Sin embargo, los cambios en esta última variable se encuentran próximos a la significación estadística, mostrando una disminución de la ansiedad tras la intervención. Esto concuerda con estudios previos donde también se muestran disminuciones de esta variable en muestras similares (Bluth & Eisenlohr-Moul, 2017; Liu, Lin & Xiong, 2024; Wilson et al., 2019). Además, el resto de las variables, a nivel descriptivo, muestra cambios compatibles con una disminución del afecto negativo y depresión, y un aumento del afecto positivo tras la intervención. Debe tenerse en cuenta las propias limitaciones del tamaño muestral, que se reduce únicamente a cinco respuestas obtenidas en el post-test, lo que disminuye notablemente la potencia de los análisis. Asimismo, debe considerarse que se evaluaron variables clínicas en una muestra no clínica, en la que muchos participantes partían de niveles bajos de malestar emocional, limitándose así el margen observable de mejora. Por otro lado, algunos estudios han señalado que ciertos cambios del MSC tienden a mantenerse o incluso intensificarse con el tiempo, especialmente cuando los participantes continúan practicando tras la intervención (Bluth & Eisenlohr-Moul, 2017; Neff & Germer, 2013), por lo que sería recomendable incluir un seguimiento longitudinal, con el fin de captar posibles mejoras sostenidas que pueden no manifestarse de forma inmediata.

Cabe destacar que, aunque a nivel grupal no se observan diferencias significativas, a nivel individual sí se identifican cambios fiables en tres de los cinco participantes en los niveles de ansiedad y afecto negativo. También se registran mejoras individuales en afecto positivo y sintomatología depresiva. Estos resultados reflejan una evolución heterogénea tras la intervención, algo ya documentado en estudios previos del programa MSC, donde algunos participantes muestran beneficios clínicamente relevantes incluso cuando no se detectan efectos estadísticos globales (Jiménez & Riesco, 2016; Neff &

Germer, 2013). Esta variabilidad podría estar relacionada con el nivel de implicación o con cómo cada participante conectó personalmente con el programa.

En contraste con las variables primarias, nuestros resultados en los mecanismos de cambio evaluados a nivel grupal sí mostraron mejoras significativas. Se observaron aumentos en autocompasión (Finlay-Jones et al., 2017; Liu, Lin & Xiong, 2024; MacBeth & Gumley, 2012; Wilson et al., 2019), en la capacidad de autotranquilizarse (Neff & Germer, 2013) y en la alineación con valores personales (Allen & Leary, 2010; Dzwonkowska et al., 2015; Neff & Dahm, 2015), junto con una disminución de la autocrítica (Gilbert & Procter, 2006; Warren et al., 2016), todos ellos con tamaños del efecto muy grandes. Estos hallazgos coinciden con estudios previos realizados en muestras similares, en los que las mejoras se centraron principalmente en variables mediadoras como la autocompasión, el mindfulness o el bienestar subjetivo, mientras que no se observaron cambios significativos en variables como ansiedad o depresión (Smeets et al., 2014; Yela et al., 2019).

Sin embargo, otras variables mediadoras como la evitación y la rumiación no alcanzaron significación estadística, aunque mostraron tamaños del efecto elevados. A nivel descriptivo, se observó una posible reducción de estas variables tras la intervención. Dado que se trata de mecanismos habitualmente más consolidados, podría requerirse una intervención más prolongada o un seguimiento posterior para consolidar estas mejoras incipientes (Finlay-Jones et al., 2017; Neff & Germer, 2013). En cambio, no se observaron cambios significativos, ni a nivel descriptivo, en la compasión hacia los demás. Este resultado contrasta con estudios que han encontrado una asociación positiva entre autocompasión y compasión hacia los demás (Fulton, 2018; Neff & Pommier, 2013). No obstante, algunos autores han señalado, dentro del contexto de la autocompasión, que esta relación puede verse modulada por otras variables individuales, como el miedo a recibir o expresar compasión, lo cual podría actuar como barrera en el desarrollo de esta variable (Gilbert et al., 2011). En este sentido, también es posible que factores como el perfil del grupo, el contexto de aplicación o la duración de la intervención, como hemos mencionado anteriormente, hayan influido en que esta variable no mejorase tras la intervención.

Finalmente, nuestros resultados a nivel grupal sobre el proceso de cambio a lo largo de las sesiones mostraron mejoras estadísticamente significativas en las cuatro variables analizadas: autocompasión, evitación, rumiación y valores personales. En el caso de la evitación y la rumiación, se observó una evolución descendente progresiva,

especialmente marcada en las sesiones finales. Esto resulta coherente con lo señalado por estudios previos, que han destacado el papel de la autocompasión en la disminución gradual de patrones desadaptativos como la rumiación y la evitación, al fomentar una actitud más abierta y menos reactiva frente al malestar emocional (Krieger et al., 2013; Raes, 2010; Smeets et al., 2014; Svendsen et al., 2016). Del mismo modo, se identificaron incrementos sostenidos en autocompasión desde las primeras sesiones, lo que coincide con lo descrito en la literatura respecto a la sensibilidad de esta variable a las primeras semanas de entrenamiento en MSC, con el mismo formato de ocho semanas más la sesión de retiro (Finlay-Jones et al., 2017; Neff & Germer, 2013). En cuanto a los valores personales, aunque la evolución fue más gradual y sin cambios significativos entre sesiones, el modelo global fue estadísticamente significativo, lo que sugiere una mejora más progresiva de esta variable. Esto podría deberse a que los valores personales forman parte de dimensiones estables de la identidad, ligados a convicciones más profundas, lo que implicaría una evolución más lenta y menos marcada entre sesiones (Schwartz, 1992).

A nivel interpretativo, los coeficientes de determinación que hemos obtenido en los modelos mixtos indican que, aunque el efecto del tiempo por sí solo explica una parte moderada del cambio observado, al incorporar la variabilidad entre participantes, la cantidad de varianza explicada aumenta notablemente. Este resultado sugiere que, además del impacto general del tiempo, los niveles de resultado tras la intervención en las variables difieren entre los participantes, lo que indica una importante variabilidad individual en las variables primarias. Esta heterogeneidad ya se reflejaba en los resultados mostrados anteriormente, donde se observaron mejoras en algunos participantes en estas variables, a pesar de no haberse detectado diferencias significativas a nivel grupal. Esta variabilidad podría estar relacionada con el grado de implicación, la historia previa o la manera en que cada persona conectó con el contenido del programa, un patrón que también se ha observado en otros estudios del MSC, los cuales muestran que no todas las personas experimentan los mismos cambios ni con la misma intensidad, incluso cuando participan en la misma intervención (Ferrari et al., 2019; Finlay-Jones et al., 2017; Jiménez & Riesco, 2016; Raes, 2010; Smeets et al., 2014).

Por último, las asociaciones que hemos observado entre las variables muestran relaciones negativas de la autocompasión con la rumiación y la evitación. Esta dirección en las asociaciones apoya lo descrito en estudios anteriores, que plantean que la autocompasión puede desempeñar un rol protector en la regulación emocional, al reducir la tendencia a la evitación experiencial y al pensamiento rumiativo (Inwood & Ferrari,

2018; Krieger et al., 2013; Yela et al., 2021). Si bien no hemos observado asociaciones significativas con los valores personales, esto podría estar vinculado a la menor sensibilidad de esta variable en el corto plazo o la propia estabilidad de esta dimensión, como hemos mencionado anteriormente.

Por último, en cuanto a las limitaciones del presente estudio, es importante señalar que no contó con un grupo control, lo que dificulta atribuir de forma directa los cambios observados a la intervención, ya que podrían deberse a otros factores externos, como el paso del tiempo o el efecto de expectativa. En segundo lugar, aunque todos los participantes completaron el programa, la muestra final disponible para el análisis post-intervención se redujo a cinco personas, lo que limita considerablemente la potencia de los análisis estadísticos y puede haber influido en que algunas mejoras no alcanzaran significación, a pesar de los tamaños del efecto observados. También conviene señalar que, si bien se recogieron impresiones cualitativas a lo largo del programa, estas no fueron sistematizadas ni analizadas en profundidad. Un análisis más estructurado de esta información podría haber complementado los resultados cuantitativos, especialmente en aspectos como la vivencia del grupo o la integración de la práctica informal en el día a día. Por último, el estudio no incluyó una medida de seguimiento tras la finalización de la intervención, por lo que no es posible saber si los efectos observados se mantienen o se intensifican con el tiempo. En este tipo de intervenciones, cuyo objetivo es generar cambios sostenibles en la relación que las personas establecen consigo mismas, contar con una evaluación posterior permitiría valorar con mayor precisión el alcance real de los resultados.

Referencias

- Allen, A. B., & Leary, M. R. (2010). Self-compassion, stress, and coping. *Social and Personality Psychology Compass*, 4(2), 107–118. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2009.00246.x>
- American Psychiatric Association. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (5.ª ed.)*. Editorial Médica Panamericana.
- Aranda Auserón, G., Elcuaz Viscarret, C., Fuertes Goñi, C., y Mateos del Pino, M. (2017). Evaluación de la efectividad de un programa de mindfulness y autocompasión para reducir el estrés y prevenir el burnout en profesionales sanitarios de atención primaria. *Atención Primaria*, 50(3), 141–150. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2017.03.009>

- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. L. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, *12*(2), 331–336.
- Bergen-Cico, D., & Cheon, S. (2014). The mediating effects of mindfulness and self-compassion on trait anxiety. *Mindfulness*, *5*(5), 505–519. <https://doi.org/10.1007/s12671-013-0205-y>
- Bluth, K., & Eisenlohr-Moul, T. A. (2017). Response to a mindful self-compassion intervention in teens: A within-person association of mindfulness, self-compassion, and emotional well-being outcomes. *Journal of adolescence*, *57*, 108–118. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.04.001>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, *42*(4), 676–688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Caetano, T., Ramadas, E., & Lopes, J. (2019). Relationship between mindfulness, self-compassion and difficulties in emotion regulation in addicts. In *InPACT 2019: International Psychological Applications Conference and Trends*. <https://doi.org/10.36315/2019inpact060>
- Conversano, C., Ciacchini, R., Orrù, G., Di Giuseppe, M., Gemignani, A., & Poli, A. (2020). Mindfulness, compassion, and self-compassion among health care professionals: What's new? A systematic review. *Frontiers in Psychology*, *11*, 1683. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01683>
- Diedrich, A., Grant, M., Hofmann, S. G., Hiller, W., y Berking, M. (2014). Self-compassion as an emotion regulation strategy in major depressive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, *58*, 43–51. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2014.05.006>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*(1), 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diez-Quevedo, C., Rangil, T., Sánchez-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>

- Druet Domínguez, N. V., Escalante Torres, R. H., Cisneros Concha, I. A., & Guerrero Walker, G. J. (2017). Validez y confiabilidad de la escala de valores de Schwartz para población mexicana. *ACADEMO: Revista de Investigación en Ciencias Sociales y Humanidades*, 4(2), 39–44. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=688273456006>
- Durkin, M., Beaumont, E., Martin, C. J. H., & Carson, J. (2016). A pilot study exploring the relationship between self-compassion, self-judgment, compassion, professional quality of life and wellbeing among psychologists. *The Journal of Compassionate Health Care*, 3(6), 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2016.08.030>
- Dzwonkowska, I., & Żak-Łykus, A. (2015). Self-compassion and social functioning of people: Research review. *Polish Psychological Bulletin*, 46(1), 82–87. <https://doi.org/10.1515/ppb-2015-0009>
- Ehret, A. M., Joormann, J., & Berking, M. (2018). Self-compassion is more effective than acceptance and reappraisal in decreasing depressed mood in currently and formerly depressed individuals. *Journal of Affective Disorders*, 226, 220–226. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.10.006>
- Ferrari, M., Hunt, C., Harrysunker, A., Abbott, M. J., Beath, A. P., & Einstein, D. A. (2019). Self-compassion interventions and psychosocial outcomes: A meta-analysis of RCTs. *Mindfulness*, 10(8), 1455–1473. <https://doi.org/10.1007/s12671-019-01134-6>
- Finlay-Jones, A. L., Kane, R. T., y Rees, C. S. (2017). Self-compassion online: A pilot study of an internet-based self-compassion cultivation program for psychology trainees. *Journal of Clinical Psychology*, 73(7), 797–816. <https://doi.org/10.1002/jclp.22375>
- Fredrickson, B. L., Cohn, M. A., Coffey, K. A., Pek, J., & Finkel, S. M. (2008). Open hearts build lives: positive emotions, induced through loving-kindness meditation, build consequential personal resources. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1045–1062. <https://doi.org/10.1037/a0013262>
- Fulton, C. L. (2018). Self-compassion as a mediator of mindfulness and other-compassion. *Counseling and Values*, 63(2), 144–153. <https://doi.org/10.1002/cvj.12072>
- García-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Marin, J., López-Artal, L., & Demarzo, M. M. P. (2014). Validation of the Spanish versions of the long (26 items)

- and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS). *Health and Quality of Life Outcomes*, 12(4). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-12-4>
- García-Campayo, J., Zamorano, E., Ruiz, M. A., Pérez-Páramo, M., López-Gómez, V., Freire, O., & Rejas, J. (2010). Cultural adaptation into Spanish of the generalized anxiety disorder-7 (GAD-7) scale as a screening tool. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8, 8. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-8-8>
- Germer, C. K., & Neff, K. D. (2019). *Teaching the Mindful Self-Compassion Program: A Guide for Professionals*. Guilford Publications.
- Gilbert, P., Clarke, M., Hempel, S., Miles, J. N. V., & Irons, C. (2004). Criticising and reassuring oneself: An exploration of forms, styles and reasons in female students. *British Journal of Clinical Psychology*, 43(1), 31–50. <https://doi.org/10.1348/014466504772812959>
- Gilbert, P., McEwan, K., Matos, M., & Rivis, A. (2011). Fears of compassion: Development of three self-report measures. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 84(3), 239–255. <https://doi.org/10.1348/147608310X526511>
- Gilbert, P., y Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: Overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 13(6), 353–379. <https://doi.org/10.1002/cpp.507>
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41–54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Gu, J., Baer, R., Cavanagh, K., Kuyken, W., & Strauss, C. (2020). Development and psychometric properties of the Sussex-Oxford Compassion for Others Scale (SOCS-O). *Assessment*, 27(1), 3–20. <https://doi.org/10.1177/1073191119860911>
- Hervás, G. (2008). Adaptación al castellano de un instrumento para evaluar el estilo rumiativo: La Escala de Respuestas Rumiativas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 13(2), 111–121. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.13.num.2.2008.4054>
- Hervás, G., & Jódar, R. (2008). Adaptación al castellano de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional. *Clinica y Salud*, 19(2), 139–156. <https://journals.copmadrid.org/clysa/archivos/cl2008v19n2a1.pdf>

- Hofmann, S. G., Grossman, P., & Hinton, D. E. (2011). Loving-kindness and compassion meditation: Potential for psychological interventions. *Clinical Psychology Review*, 31(7), 1126–1132. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2011.07.003>
- Hollis-Walker, L., & Colosimo, K. (2011). Mindfulness, self-compassion, and happiness in non-meditators: A theoretical and empirical examination. *Personality and Individual Differences*, 50(2), 222-227. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.09.033>
- Inwood, E., & Ferrari, M. (2018). Mechanisms of change in the relationship between self-compassion, emotion regulation, and mental health: A systematic review. *Applied psychology. Health and Well-Being*, 10(2), 215–235. <https://doi.org/10.1111/aphw.12127>
- Jacobson, N. S., & Truax, P. (1991). *Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research*. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59(1), 12–19. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.59.1.12>
- Jiménez Gómez, L., & Riesco Matías, P. (2016). *Eficacia del programa de Mindfulness Self Compassion (MSC) sobre el estado de ánimo, nivel de ansiedad y bienestar en una muestra no clínica* [Póster]. Universidad Pontificia de Salamanca.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 144-156. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg016>
- Krieger, T., Altenstein, D., Baettig, I., Doerig, N., & Holtforth, M. G. (2013). Self-compassion in depression: Associations with depressive symptoms, rumination, and avoidance in depressed outpatients. *Behavior Therapy*, 44(3), 501–513. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.04.004>
- Krieger, T., Hermann, H., Zimmermann, J., & Grosse Holtforth, M. (2015). Associations of self-compassion and global self-esteem with positive and negative affect and stress reactivity in daily life: Findings from a smartphone study. *Personality and Individual Differences*, 87, 288–292. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.009>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606–613. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Lanzaro, C., Carvalho, S. A., Lapa, T. A., Valentim, A., & Gago, B. (2021). A systematic review of self-compassion in chronic pain: From correlation to efficacy. *The Spanish Journal of Psychology*, 24, e26. <https://doi.org/10.1017/SJP.2021.22>

- Liu, C., Lin, P., & Xiong, Z. (2024). Self-compassion and psychological flourishing among college students: The mediating role of hope and the moderating role of emotion regulation. *Behavioral Sciences*, 14(12), 1149. <https://doi.org/10.3390/bs14121149>
- López-Cavada, C., & Jódar Anchía, R. (2017). *Escala de Formas de Autocrítica/Ataque y de Formas de Autotranquilizarse (FSCRS)* [Versión en español].
- López-Gómez, I., Hervás, G., & Vázquez, C. (2015). Adaptación de las “Escala de afecto positivo y negativo” (PANAS) en una muestra general española. *Psicología Conductual*, 23(3), 529–548.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: a meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical psychology review*, 32(6), 545–552. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.06.003>
- Muñoz-Navarro, R., Cano-Vindel, A., Medrano, L. A., Schmitz, F., Ruiz-Rodríguez, P., Abellán-Maeso, C., Font-Payeras, M. A., & Hermsilla-Pasamar, A. M. (2017). Utility of the PHQ-9 to identify major depressive disorder in adult patients in Spanish primary care centres. *BMC Psychiatry*, 17(1), 291. <https://doi.org/10.1186/s12888-017-1450-8>
- Neff, K. D. (2003a). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223–250. <https://doi.org/10.1080/15298860309027>
- Neff, K. D. (2003b). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2(2), 85–101. <https://doi.org/10.1080/15298860309032>
- Neff, K. D., & Dahm, K. A. (2015). Self-compassion: What it is, what it does, and how it relates to mindfulness. In B. D. Ostafin, M. D. Robinson, & B. P. Meier (Eds.), *Handbook of mindfulness and self-regulation* (pp. 121–137). Springer Science + Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4939-2263-5_10
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *Journal of Clinical Psychology*, 69(1), 28–44. <https://doi.org/10.1002/jclp.21923>
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2018). *The Mindful Self-Compassion Workbook: A Proven Way to Accept Yourself, Build Inner Strength, and Thrive*. Guilford Publications.
- Neff, K. D., & Pommier, E. (2013). The relationship between self-compassion and other-focused concern among college undergraduates, community adults, and practicing

- meditators. *Self and Identity*, 12(2), 160–176. <https://doi.org/10.1080/15298868.2011.649546>
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta Earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(1), 115–121. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.1.115>
- Padrós, F., Gutiérrez, C. Y., & Medina, M. A. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) de Diener en población de Michoacán (México). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 33(2), 223–232. <https://doi.org/10.12804/apl33.02.2015.04>
- Raes, F. (2010). *Rumination and worry as mediators of the relationship between self-compassion and depression and anxiety*. *Personality and Individual Differences*, 48(6), 757–761. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.01.023>
- Ruiz, F. J., Langer, Á. I., Luciano, C., Cangas, A. J., & Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire–II. *Psicothema*, 25(1), 123–129. <https://doi.org/10.7334/psicothema2011.239>
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: Validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37–51.
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theory and empirical tests in 20 countries. *Advances in Experimental Social Psychology*, 25, 1–65. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60281-6](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60281-6)
- Schwartz, S. H. (2021). *A repository of Schwartz value scales with instructions and an introduction*. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(2). <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1173>
- Smeets, E., Neff, K., Alberts, H., & Peters, M. (2014). Meeting suffering with kindness: Effects of a brief self-compassion intervention for female college students. *Journal of Clinical Psychology*, 70(9), 1234–1247. <https://doi.org/10.1002/jclp.22076>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092–1097. <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>

- Svendsen, J. L., Kvernenes, K. V., Wiker, A. S., & Dundas, I. (2016). Mechanisms of mindfulness: Rumination and self-compassion. *Nordic Psychology*, *68*(2), 71–83. <http://dx.doi.org/10.1080/19012276.2016.1171730>
- The jamovi project. (2022). *jamovi (versión 2.3)* [Computer software]. <https://www.jamovi.org>
- Yela, J. R., Crego, A., Buz, J., Sánchez-Zaballos, E., & Gómez-Martínez, M. Á. (2021). Reductions in experiential avoidance explain changes in anxiety, depression and well-being after a mindfulness and self-compassion (MSC) training. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, *95*(2), 402–422. <https://doi.org/10.1111/papt.12375>
- Yela, J. R., Gómez-Martínez, M. Á., Crego, A., & Jiménez, L. (2019). Effects of the Mindful Self-Compassion programme on clinical and health psychology trainees' well-being: A pilot study. *Clinical Psychologist*, *23*(2), 117–126. <https://doi.org/10.1111/cp.12204>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, *54*(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wilson, A. C., Mackintosh, K., Power, K., y Chan, S. W. Y. (2019). Effectiveness of self-compassion related therapies: A systematic review and meta-analysis. *Mindfulness*, *10*(6), 979–995. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-1037-6>
- Warren, R., Smeets, E., & Neff, K. D. (2016). Self-criticism and self-compassion: Risk and resilience for psychopathology. *Current Psychiatry Reports*, *18*(12), 97
- Zessin, U., Dickhäuser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, *7*(3), 340-364.