



UNIVERSIDAD MIGUEL HERNÁNDEZ

PROGRAMA DE DOCTORADO EN DEPORTE Y SALUD

TESIS DOCTORAL

**Problemas emocionales en niños españoles:
Estrategias de evaluación y eficacia del
protocolo preventivo transdiagnóstico
Super Skills for Life**



Doctorando: **Iván Fernández Martínez**
Directora: **Dra. Mireia Orgilés Amorós**

ELCHE
· 2019 ·

Esta tesis doctoral es un compendio de trabajos previamente publicados y ha sido realizada según la Normativa de Estudios de Doctorado de la Universidad Miguel Hernández aprobada el 29 de mayo de 2018, establecida de acuerdo con el Real Decreto 99/2011, de 28 de enero, por el que se regulan las enseñanzas oficiales de doctorado. Siguiendo la normativa vigente en relación a las tesis presentadas bajo la modalidad de tesis por compendio de publicaciones, se hacen constar a continuación las referencias completas de los seis artículos que conforman el cuerpo de la presente tesis doctoral:

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Guillén-Riquelme, A., Espada, J. P. y Essau, C. A. (2016). A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Affective Disorders*, 190, 333-340. doi:10.1016/j.jad.2015.09.055

Orgilés, M., Rodríguez-Menchón, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A. y Espada, J. P. (2019). Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*. doi:10.1177/1359104519835579

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A., Melero, S. y Espada, J. P. (2019). Spanish validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric properties, factorial structure and factorial invariance across gender. *Child Psychiatry & Human Development*. doi:10.1007/s10578-019-00879-4

Orgilés, M., Morales, A., Fernández-Martínez, I., Ortigosa-Quiles, J. M. y Espada, J. P. (2018). Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *PLoS One*, 13(8), e0201656. doi:10.1371/journal.pone.0201656

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Espada, J. P. y Morales, A. (2019). Spanish version of Super Skills for Life: Short- and long-term impact of a transdiagnostic prevention protocol targeting childhood anxiety and depression. *Anxiety, Stress, & Coping*. doi:10.1080/10615806.2019.1645836

Fernández-Martínez, I., Morales, A., Espada, J. P., Essau, C. A. y Orgilés, M. (2019). Effectiveness of the program Super Skills for Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children. *Psicothema*, 31, 298-304. doi:10.7334/psicothema2018.336



Dña. Mireia Orgilés Amorós, Profesora Titular de Universidad en el Departamento de Psicología de la Salud de la Universidad Miguel Hernández

CERTIFICA

Que la presente tesis doctoral, titulada “Problemas emocionales en niños españoles: Estrategias de evaluación y eficacia del protocolo preventivo transdiagnóstico Super Skills for Life”, ha sido realizada por **D. Iván Fernández Martínez** bajo mi dirección y a mi juicio reúne las condiciones para ser defendida ante el Tribunal correspondiente para optar al grado de Doctor.

Elche, 15 de julio de 2019

Fdo.: Dra. Mireia Orgilés Amorós
Directora de la tesis doctoral



UNIVERSITAS
Miguel Hernández

D. José Pedro Espada Sánchez, Coordinador del Programa de Doctorado en Deporte y Salud

AUTORIZA

El depósito y la defensa ante el Tribunal correspondiente de la tesis doctoral, titulada “Problemas emocionales en niños españoles: Estrategias de evaluación y eficacia del protocolo preventivo transdiagnóstico Super Skills for Life”, realizada por **D. Iván Fernández Martínez** bajo la dirección de la **Dra. Mireia Orgilés Amorós**, para optar al grado de Doctor.

Elche, 15 de julio de 2019

Fdo.: Dr. José Pedro Espada Sánchez
Coordinador del Programa de Doctorado en Deporte y Salud

El Ministerio de Educación, Cultura y Deporte de España ha contribuido en la financiación de esta tesis doctoral por medio de la concesión al doctorando de una ayuda para contratos predoctorales para la Formación de Profesorado Universitario (FPU) (referencia FPU14/03900).

Asimismo, el Ministerio de Economía y Competitividad (MINECO) de España ha contribuido en la financiación de diferentes trabajos de investigación que se incluyen en la presente tesis doctoral (referencia PSI2014-56446-P).



A mis padres y hermanos

Agradecimientos

A la Dra. Mireia Orgilés, mi directora de tesis, gracias a ella esta tesis doctoral es una realidad. Mireia, te estoy y siempre te estaré agradecido por confiar en mí desde el principio y permitirme descubrir lo bonito que es el dedicarse a la investigación y a la docencia, gracias por transmitirme tu entusiasmo y animarme a emprender y a seguir ese camino. Gracias por tanto apoyo y aprendizaje continuo, por tanta comprensión y paciencia durante estos años. Gracias por ser tan extraordinaria a nivel profesional y personal, siempre me he sentido inmensamente afortunado de poder aprender de ti y junto a ti cada día. Espero estar siempre a la altura y no defraudarte nunca, pues de mí solo mereces lo mejor.

Al Dr. José Pedro Espada por su gran labor como tutor de esta tesis y por ayudarme durante estos años a crecer, tanto en lo profesional como en lo personal, de una forma tan significativa. José Pedro, muchas gracias por permitirme formar parte del grupo de investigación AITANA y por transmitirme la importancia de seguir aprendiendo, mejorando y avanzando continuamente. Gracias por guiar junto a la Dra. Mireia Orgilés mi aprendizaje. Gracias a los dos por hacer posible que esta tesis doctoral llegue a buen término con vuestro enorme apoyo y esfuerzo. Os admiro a los dos profundamente y verdaderamente me siento un auténtico privilegiado por tener en mi vida a referentes tan competentes, generosos y de tanta valía como vosotros. De corazón, muchas gracias a los dos por darme tanto.

A mis padres, a ellos les debo todo y sin embargo vivo con la certeza de que nunca les podré compensar. Gracias por ser durante este tiempo mi fuente de apoyo y motivación, por ayudarme a afrontar los momentos más complicados, por escucharme cuando lo necesitaba, por vuestros consejos tan valiosos, y por vuestra paciencia, comprensión y confianza sin límites. Gracias por recordarme siempre la importancia del esfuerzo, la perseverancia y la humildad, por cuidarme y quererme tanto, por ser como sois y por hacerme sentir tan indescriptiblemente feliz desde que tengo uso de razón. Gracias por ser para mí todo un ejemplo a seguir y hacer que me sienta tan orgulloso de vosotros, os quiero.

A mis hermanos José David y Cristian, y a mis sobrinos Aitana, Lucas, Alba y Lucía, por aportarme tanto cada día. Gracias por ser así de maravillosos y darme tanto apoyo, cariño y amor incondicional en este tiempo. Resulta realmente complicado expresar con palabras todo lo que siento por vosotros y lo mucho que significáis para mí, le dais equilibrio, sentido y color a mi vida. Espero poder ser capaz de devolveros todo lo bueno que recibo de vosotros continuamente, sois el mejor regalo que la vida podía darme.

A Mariate por ser la mejor compañera de viaje que jamás podría haber soñado. Gracias por acompañarme en esta aventura y darme tanto apoyo durante estos años. Gracias por escucharme, dedicarme tu tiempo y tener siempre las palabras apropiadas en cada momento. Gracias por estar a mi lado incluso en la distancia, por demostrarme lo

mucho que significo para ti y por enseñarme que no hay imposibles. Gracias por ser tan imprescindible para mí, por tu paciencia y por ayudarme a ser mejor y más feliz cada día. Espero que la vida, este viaje que nos queda por delante, pueda darte toda la felicidad que mereces.

A Sandra por ser un apoyo tan importante desde el principio y por tratarme siempre tan bien. Gracias por enseñarme tanto y por contribuir tan significativamente en esta tesis. Gracias por tantas horas de conversación, por tantos momentos bonitos compartidos y por ser tan alegre y auténtica. Gracias por ser compañera y amiga.

A Miriam y a Silvia por su contribución en esta tesis y por compartir conmigo tantas horas de trabajo en el despacho. Gracias por vuestro compañerismo.

A Alejandro por su gran contribución en el estudio meta-analítico que se incluye en esta tesis. Gracias por compartir tantos conocimientos sin pedir nada a cambio, por tu sentido del humor, por todas las conversaciones y por seguir ahí.

A la Dra. Cecilia A. Essau, de la Universidad de Roehampton (Londres, Reino Unido), por su gran aporte a los estudios de esta tesis en los que ha participado. Le agradezco especialmente su apoyo en todo lo relacionado con el programa Super Skills for Life y su acogida durante las inolvidables estancias realizadas en Londres.

A mis compañeros del Departamento de Psicología de la Salud, del programa de doctorado, del grupo AITANA y de la Clínica Universitaria con los que he coincidido en estos años, y que me han brindado su apoyo y muchos momentos buenos que quedarán siempre en mi recuerdo. He tenido la gran suerte de estar rodeado de personas con mucha calidad humana, entusiasmo y positividad, y me acuerdo ahora de muchos compañeros que espero que se sientan aludidos si leen estas palabras. Gracias a todos, espero que podamos seguir coincidiendo por mucho tiempo.

A los aplicadores del programa Super Skills for Life, y a los colegios y familias que participaron en los diferentes estudios que se incluyen en esta tesis doctoral.

A toda mi maravillosa familia y a mis amigos más allegados por ser durante estos años un apoyo tan imprescindible y darme tanto cariño siempre. Soy un afortunado por tener a personas como vosotros en mi vida, gracias.

Muchas gracias a todos por aportar tantas cosas positivas en este tiempo.

Índice

01	Resumen	3
02	Abstract	7
03	Introducción	11
04	Objetivos	35
05	Materiales y Métodos	41
06	Resultados	61
07	Discusión	75
08	Conclusiones	91
09	Conclusions	97
10	Limitaciones y posibles desarrollos futuros	103
11	Referencias	109
12	Anexos (Publicaciones)	127

- **Publicación 1:** A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale
- **Publicación 2:** Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children
- **Publicación 3:** Spanish validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric Properties, factorial structure and factorial invariance across gender
- **Publicación 4:** Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire
- **Publicación 5:** Spanish version of Super Skills for Life: Short- and long-term impact of a transdiagnostic prevention protocol targeting childhood anxiety and depression
- **Publicación 6:** Effectiveness of the program Super Skills for Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children



01

RESUMEN



Los trastornos de ansiedad tienen un inicio temprano y se encuentran entre los problemas psicológicos más comunes en la niñez, y más específicamente en niños en edad escolar (entre 6 y 12 años). Los trastornos de ansiedad pueden generar una considerable interferencia en la vida del niño en diferentes ámbitos de funcionamiento y tienden a co-ocurrir con otros trastornos, destacando la frecuente comorbilidad entre ansiedad y depresión infantil. En este sentido, se ha mostrado la necesidad de considerar las estrategias de regulación emocional cognitiva que usan los niños en edad escolar ante la experiencia de situaciones estresantes en su vida, ya que pueden jugar un papel importante en estos problemas emocionales. Por ello, disponer de instrumentos con propiedades psicométricas adecuadas es fundamental para poder evaluar y detectar con precisión problemas de ansiedad infantil y la interferencia asociada, así como para medir las estrategias de regulación emocional cognitiva usadas por los niños. La literatura también enfatiza la idoneidad de desarrollar intervenciones preventivas eficaces, basadas en un enfoque transdiagnóstico, con el fin de abordar de forma temprana dificultades o problemas emocionales (i.e., síntomas de ansiedad y depresión) que pueden iniciar y co-ocurrir en la niñez. La presente tesis doctoral es un compendio de seis estudios, centrados en el ámbito de la evaluación e intervención psicológica en población infantil, y aborda tres objetivos específicos.

Objetivo 1. El primer objetivo de esta tesis doctoral consistió en profundizar en el análisis de la fiabilidad y la estructura factorial de un instrumento tan extensamente utilizado a nivel internacional para la evaluación de la ansiedad infantil como es la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS). Este objetivo se abordó a través de la Publicación 1 [*Una revisión sistemática de la estructura factorial y la fiabilidad de la Spence Children's Anxiety Scale*], llevando a cabo una revisión sistemática de la SCAS, incluyendo 29 y 32 estudios internacionales que examinaron la estructura factorial y la consistencia interna de la SCAS, respectivamente. Los resultados de este estudio mostraron que la SCAS tiene una fiabilidad media alta a través de los estudios analizados, y que ésta puede estar influenciada por diferentes moderadores. También se encontró un amplio apoyo al modelo original de seis factores de este instrumento. **Objetivo 2.** El segundo objetivo de la tesis doctoral se abordó a través de los tres siguientes estudios, es decir, la Publicación 2 [*Validación de la versión de padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para niños españoles*], Publicación 3 [*Validación española de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Propiedades psicométricas, estructura factorial e invarianza factorial a través del género*] y Publicación 4 [*Adaptación española y propiedades psicométricas de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*]. Así, este segundo objetivo consistió en validar en población española tres instrumentos que han mostrado su utilidad en otros países para la evaluación de ansiedad infantil y variables relacionadas como son la interferencia de la

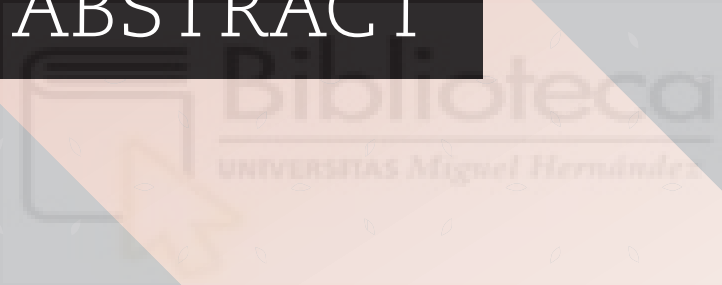
ansiedad en la vida de los niños o las estrategias de regulación emocional cognitiva que emplean los niños tras experimentar sucesos negativos en la vida. De forma conjunta, los resultados de estos tres estudios mostraron que las propiedades psicométricas de la versión española de estos instrumentos eran satisfactorias, apoyando su uso con niños españoles en edad escolar.

Objetivo 3. El tercer y último objetivo de la tesis doctoral fue evaluar la eficacia a corto y largo plazo del protocolo preventivo transdiagnóstico Super Skills for Life (SSL) para la reducción de síntomas de ansiedad y depresión en niños españoles en edad escolar, entre 6 y 12 años. Este objetivo se abordó a través de dos estudios que en esta tesis conforman la Publicación 5 [*Versión española de Super Skills for Life: Impacto a corto y largo plazo de un protocolo de prevención transdiagnóstico dirigido a la ansiedad y depresión infantil*] y la Publicación 6 [*Eficacia del programa Super Skills for Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles*]. Los resultados de ambos estudios mostraron que los participantes que recibieron la versión adaptada al español del programa SSL mejoraron significativamente sus síntomas de ansiedad y depresión, y otros problemas analizados (e.g., interferencia relacionada con la ansiedad). Así, en conjunto, la investigación llevada a cabo en esta tesis doctoral sobre el protocolo preventivo transdiagnóstico SSL proporcionó apoyo inicial a su aplicación con niños españoles de 6 a 12 años, sugiriendo que los beneficios del programa SSL se dan a corto y largo plazo, y que pueden ser duraderos y superiores en el tiempo atendiendo a los resultados obtenidos en un período de seguimiento de un año.



02

ABSTRACT



■ Anxiety disorders have an early onset and are among the most common psychological problems in childhood and, more specifically, in school-age children (between 6 and 12 years). Anxiety disorders can generate considerable interference in different areas of functioning of the child's life and tend to co-occur with other disorders, with the frequent comorbidity between childhood anxiety and depression standing out. In this regard, the need to consider the cognitive emotion regulation strategies used by school-age children in the face of stressful life situations has been shown, as these strategies can play an important role in their emotional problems. Therefore, having instruments with adequate psychometric properties is a key to accurately evaluate and detect childhood anxiety problems and their associated interference, as well as to measure the cognitive emotion regulation strategies used by children. The literature also emphasizes the suitability of developing effective preventive interventions, based on a transdiagnostic approach, in order to address early emotional difficulties or problems (i.e., symptoms of anxiety and depression) that may begin and co-occur in childhood. The present doctoral thesis is a compilation of six studies, focusing on the field of psychological assessment and intervention in children, and addresses three specific objectives. **Objective 1.** The first objective of this doctoral thesis consisted of analyzing in depth the reliability and factorial structure of an instrument widely used at an international level for the evaluation of childhood anxiety: the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS). This objective was addressed through Publication 1 [*A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale*], in which a systematic review of the SCAS was conducted, including 29 and 32 international studies that examined the factor structure and internal consistency of the SCAS, respectively. The results of this study showed that the SCAS has a high mean reliability across the studies analyzed, and that it may be influenced by different moderators. Broad support was also found for the original six-factor model of this instrument. **Objective 2.** The second objective of the doctoral thesis was addressed through the three subsequent studies, that is, Publication 2 [*Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children*], Publication 3 [*Spanish validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric properties, factorial structure and factorial invariance across gender*], and Publication 4 [*Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*]. Thus, this second objective consisted of validating in the Spanish population three instruments that have shown their usefulness in other countries for the assessment of child anxiety and related variables, such as the interference of anxiety in the child's life or the cognitive emotion regulation strategies that children use after experiencing negative life events. Collectively, the results of these studies showed that the psychometric

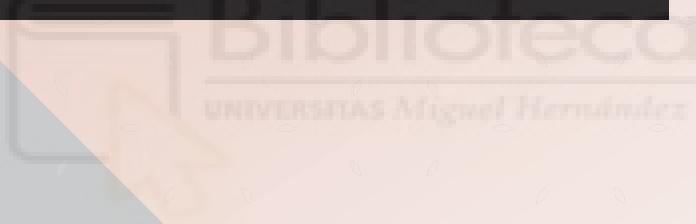
properties of the Spanish version of these instruments were satisfactory, supporting their use with Spanish school-age children. **Objective 3.** The third and last objective of the doctoral thesis was to evaluate the short- and long-term efficacy of the transdiagnostic preventive protocol Super Skills for Life (SSL) to reduce symptoms of anxiety and depression in Spanish school-age children between 6 and 12 years old. This objective was addressed through two studies that, in this thesis, comprise Publication 5 [*Spanish version of Super Skills for Life: Short- and long-term impact of a transdiagnostic prevention protocol targeting childhood anxiety and depression*] and Publication 6 [*Effectiveness of the program Super Skills for Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children*]. The results of both studies showed that participants who received the Spanish-adapted version of the SSL program significantly improved their symptoms of anxiety and depression, and other problems analyzed (e.g., anxiety-related interference). Thus, altogether, the research carried out in this doctoral thesis on the SSL transdiagnostic preventive protocol provided initial support for its use with Spanish children between 6 and 12 years of age, suggesting that the benefits of the SSL program occur in the short and long term, and that they can be long-lasting and greater over time, based on the results obtained in a one-year follow-up period.





03

INTRODUCCIÓN

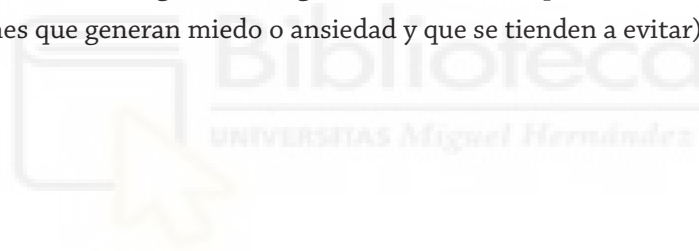


■ **Trastornos de ansiedad en la infancia: Desarrollo y características generales de uno de los problemas emocionales más frecuentes en la niñez**

La ansiedad es considerada una emoción normal y adaptativa del ser humano, presente desde la infancia. Durante la infancia se dan diferentes miedos o ansiedades que pueden ser considerados parte del desarrollo normal del niño. Por ejemplo, entre los miedos evolutivos que pueden ser comunes en niños en edad escolar, entre los 6 y 12 años, se encuentran algunos como el miedo a la oscuridad, a los animales, al daño físico, a situaciones escolares o a las relaciones con otros. A medida que los niños se desarrollan a nivel cognitivo, los miedos normativos o evolutivos que han surgido en una etapa del desarrollo concreta tienden a desaparecer con la edad (Orgilés, 2014). Sin embargo, también es posible que, en lugar de tener un carácter transitorio y desaparecer espontáneamente con el tiempo, la ansiedad o el miedo se experimente cada vez con más intensidad y se lleguen a producir síntomas que puedan ser patológicamente relevantes (e.g., evitación, retraimiento o timidez extrema hacia personas desconocidas y compañeros) que si persisten y no se tratan pueden derivar a su vez en trastornos de ansiedad (Beesdo-Baum y Knappe, 2012). No obstante, debido a la presencia de ansiedades o miedos evolutivos a lo largo de la niñez, la diferenciación entre ansiedad patológica o no patológica puede ser particularmente compleja en niños. Así, generalmente, la ansiedad se considera patológica cuando se da de forma excesiva, frecuente, persistente y genera una interferencia significativa en el funcionamiento normal del niño, encontrándose los trastornos de ansiedad entre los problemas emocionales y mentales más frecuentes en la niñez y adolescencia (e.g., Beesdo-Baum y Knappe, 2012; Bennett y Walkup, 2019a).

En la última versión del Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM-5, de la American Psychiatric Association (APA; 2013), se contemplan diferentes trastornos de ansiedad que pueden ocurrir en la niñez, así como en la adolescencia o adultez. Cada uno de estos trastornos presenta unas características principales particulares (Tabla 1). Además, los trastornos de ansiedad en niños pueden presentarse de una manera diferente en comparación con etapas del desarrollo posteriores, por lo que tener en cuenta dichas particularidades es fundamental para la adecuada evaluación y diagnóstico de la ansiedad infantil. El DSM-5, en este sentido, especifica ciertas particularidades para la población infantil en determinados criterios o aspectos de algunos trastornos (e.g., diferentes requisitos en cuanto a la duración de los síntomas o variaciones respecto al tipo o número de síntomas), tal y como se ilustra en la Tabla 1.

Por último, en términos generales, gran parte de los trastornos de ansiedad tienden a presentar algunas características clínicas comunes. Siguiendo a Rapee (2018) algunas de estas características comunes son: a) la expectativa o anticipación de amenaza (i.e., el niño anticipa que algo muy negativo o peligroso va a suceder, lo que se puede manifestar en forma de pensamientos negativos, preocupación, rumiación, temor excesivo e irracional que no está acorde a la amenaza real existente o de alteraciones psicofisiológicas fruto de la anticipación ansiosa); b) las conductas de evitación ante estímulos u objetos específicos, lugares o situaciones (i.e., la evitación puede ser manifiesta o más sutil, suele producirse ante la anticipación de una amenaza y a nivel afectivo suele ir acompañada de angustia, miedo o timidez); c) la presencia de quejas somáticas o físicas (i.e., hay una gran variedad de síntomas físicos que los niños ansiosos pueden experimentar comúnmente, como tensión muscular, náuseas, diarrea, dolores de estómago o de cabeza, entre otros). No obstante, según apunta este autor, cabe destacar que por lo general las quejas físicas no suelen ser específicas para cada trastorno de ansiedad, a diferencia de otros componentes que sí son más característicos de cada trastorno y pueden ayudar en mayor medida a su diagnóstico (e.g., contenido de los pensamientos o creencias y estímulos o situaciones que generan miedo o ansiedad y que se tienden a evitar).



Fuente: Tabla desarrollada a partir de la información obtenida del DSM-5 (APA, 2013).



Nota: *Contemplado en la cuarta versión del DSM (DSM-IV; APA, 2000) como trastorno de ansiedad y posteriormente excluido en el DSM-5 (APA, 2013) de dicha clasificación. En el DSM-5 este trastorno se ha ubicado en una nueva categoría llamada Trastorno obsesivo-compulsivo y trastornos relacionados. Pese a ello, se ha destacado que el trastorno obsesivo-compulsivo sigue siendo un trastorno relacionado con los trastornos de ansiedad, teniendo en cuenta que comparten diferentes características, factores de riesgo e incluso tratamientos (e.g., Rapee, 2018).

Tabla 1. Características principales de algunos de los trastornos de ansiedad existentes que pueden ocurrir en la niñez y características específicas que se matizan para su diagnóstico en niños, según el DSM-5 (APA, 2013).

Trastorno de ansiedad	Característica principal	Característica diferencial en niños
Fobia específica	Miedo o ansiedad que se da de forma intensa ante una situación u objeto específico	- El miedo o la ansiedad se puede manifestar a través de conductas como rabietas, llantos, aferrarse o mantenerse paralizado
Ansiedad o fobia social	Miedo o ansiedad que se da de forma intensa ante una o más situaciones sociales en las que se está expuesto al escrutinio de otras personas	- La ansiedad debe aparecer ante la interacción con sus iguales, no solo con los adultos - La ansiedad se puede manifestar mediante llanto, rabietas, aferrarse, encogerse (retraimiento), no hablar en situaciones sociales o mantenerse paralizado
Ansiedad por separación	Miedo o ansiedad excesiva e inapropiada para el nivel de desarrollo del individuo ante la separación o alejamiento del hogar o de las personas de mayor apego	- En niños, la duración del miedo, la ansiedad o la evitación ha de persistir al menos durante cuatro semanas, mientras que en adultos ha de durar seis meses o más - Síntomas físicos como palpitaciones, sensación de desmayo o vértigos son más comunes en adultos. En niños, es más común la presencia de síntomas como dolor de cabeza o estómago, vómitos o náuseas
Ansiedad generalizada	Presencia de ansiedad y preocupación excesivas (anticipación aprensiva) acerca de diferentes actividades (e.g., actividad escolar o laboral) o sucesos/ acontecimientos, que se producen durante más días de los que está ausente	- En niños, la ansiedad y preocupación basta con que se acompañen de uno de seis posibles síntomas (i.e., inquietud, irritabilidad, dificultades de concentración, fácil fatigabilidad, tensión muscular, problemas de sueño). En adultos, es necesario la presencia de 3 o más síntomas - Los niños con ansiedad generalizada tienden a preocuparse excesivamente por su desempeño o competencia. En adultos suele darse más por cuestiones rutinarias de la vida (e.g., trabajo, salud, finanzas, tareas del hogar, etc.)
Agorafobia	Miedo o ansiedad que se da de forma intensa en dos o más situaciones relacionadas con: el uso de transporte público, estar en espacios abiertos o cerrados, estar en medio de una multitud o estar fuera de casa solo	- Los niños pueden tener dificultades para expresar los síntomas - A menudo, el contenido de las cogniciones puede estar más relacionado con el hecho de perderse
Trastorno de pánico	Se experimentan ataques de pánico (i.e., miedo o malestar intenso que aparece súbitamente) recurrentes	No se encuentran especificaciones al respecto
Trastorno obsesivo-compulsivo*	Presencia de obsesiones (i.e., pensamientos de naturaleza repetitiva, intrusiva y persistente) y compulsiones (i.e., conductas o actos mentales en respuesta a una obsesión y que tienen el objetivo de disminuir la ansiedad que genera la obsesión o prevenir un acontecimiento temido)	- Los niños de corta edad pueden no ser capaces de articular los objetivos de sus compulsiones - La mayoría de los niños muestran obsesiones y compulsiones, al igual que los adultos, pero el patrón de síntomas puede ser menos estable en el tiempo - El contenido de las obsesiones puede guardar cierta relación con la etapa de desarrollo. Por ejemplo, en niños parecen darse más habitualmente obsesiones relacionadas con el daño que en adultos

■ Prevalencia, inicio, curso, comorbilidad y repercusiones de la ansiedad infantil

Los trastornos de ansiedad se encuentran entre los problemas emocionales y mentales con un inicio más temprano y más comunes en la infancia. Así lo muestran estudios internacionales que informan de tasas de prevalencia de la ansiedad infantil que oscilan alrededor del 6 y 20% (Beesdo-Baum y Knappe, 2012; Ghandour et al., 2019; Polanczyk, Salum, Sugaya, Caye y Rohde, 2015). En población española, hallazgos recientes sitúan la tasa de prevalencia de los trastornos de ansiedad infantil en torno al 11% (Canals, Voltas, Hernández-Martínez, Cosi y Arija, 2019). Asimismo, los trastornos de ansiedad se encuentran entre los problemas de salud mental más comunes en niños y niñas en edad escolar, entre los 6 y 12 años aproximadamente, coincidiendo con un período evolutivo de gran importancia para el desarrollo físico, cognitivo, emocional, comportamental y psicosocial conocido como niñez media o intermedia (Mah y Ford-Jones, 2012; Papalia, Feldman y Martorell, 2012). Los primeros años de la escolarización en educación primaria parecen ser una etapa de desarrollo especialmente crítica, donde la transición y adaptación a la escuela primaria puede implicar un proceso estresante con nuevos desafíos (e.g., nuevas normas o requerimientos de aprendizaje) que pueden afectar negativamente al desarrollo emocional, académico y social del niño. De hecho, la inadaptación a la escuela primaria parece estar relacionada con dificultades sociales y escolares, problemas emocionales, y una mayor probabilidad de desarrollar diferentes problemas de salud mental (Monkeviciéné, Mishara y Dufour, 2006; Wong, 2015). En este sentido, datos longitudinales han sugerido que la prevalencia de problemas emocionales o internalizantes aumentan en la etapa de educación escolar primaria en comparación con la preescolar (Beyer y Furniss, 2007). Asimismo, en cuanto a la edad de inicio de los trastornos de ansiedad, hallazgos previos han situado la media de edad de inicio alrededor de los seis años (Merikangas et al., 2010). Otros autores indican que, pese a la dificultad de estimar con exactitud la edad de inicio de dichos trastornos y la variabilidad que puede existir, por lo general se estima que inician en el período que comprende desde la niñez intermedia a la mitad de la adolescencia; situando la media de edad de inicio de los trastornos de ansiedad más tempranos (i.e., ansiedad por separación y fobias específicas) en el rango de los 6 y 8 años, aunque los problemas de ansiedad pueden aparecer desde edades más tempranas (Rapee, 2018).

Los trastornos de ansiedad que surgen en la niñez pueden remitir de forma espontánea, sin embargo, el curso de estos trastornos una vez se desarrollan también puede tomar una forma estable, progresiva, recurrente o fluctuante en el tiempo (Beesdo-Baum y Knappe, 2012). A menudo, la presencia de un trastorno de ansiedad en la niñez co-ocurre con otros

trastornos de ansiedad (i.e., comorbilidad homotípica) o con otros trastornos psiquiátricos diferentes a la ansiedad (i.e., comorbilidad heterotípica) destacando la alta comorbilidad entre ansiedad y otro problema emocional o internalizante como es la depresión (Beesdo, Knappe y Pine, 2009; Cummings, Caporino y Kendall, 2014; Spence, Zubrick y Lawrence, 2018). En esta línea, hay hallazgos que sugieren que la comorbilidad entre ansiedad y depresión presente en niños de entre 6 y 12 años es comparable a la de etapas de desarrollo posteriores (Rohde, Lewinsohn, Klein, Seeley y Gau, 2013). En niños españoles en edad escolar, se han reportado tasas considerables de comorbilidad homotípica y heterotípica de los trastornos de ansiedad, de alrededor del 35% y 40% respectivamente, siendo frecuente la comorbilidad entre trastornos de ansiedad y depresión (Canals et al., 2019). También se han hallado niveles elevados de síntomas subclínicos, y comórbidos, de ansiedad y depresión (Romero et al., 2010). A este respecto, los hallazgos derivados de estudios longitudinales sugieren que los síntomas de dichos problemas emocionales pueden seguir un curso persistente e ir en aumento a lo largo de la niñez si no reciben atención (Broeren, Muris, Diamantopoulou y Baker, 2013; Sterba, Prinstein y Cox, 2007).

Por otra parte, padecer problemas de ansiedad durante la infancia puede tener repercusiones importantes para el desarrollo normal de los niños, las cuales se pueden extender a la adolescencia o adultez. Así, pueden generar una considerable interferencia en la vida de los niños en diferentes ámbitos de funcionamiento (e.g., familiar, académico, social) y aumentar el riesgo de desarrollar una gran variedad de problemas o trastornos psiquiátricos durante la infancia o en etapas del desarrollo posteriores (e.g., otros trastornos de ansiedad, depresión, trastornos de conducta, consumo de sustancias, suicidio, interferencia en el funcionamiento normal) (Bennett y Walkup, 2019a; Bittner et al., 2007; Lyneham et al., 2013). Además, en relación a la frecuente comorbilidad entre síntomas y trastornos de ansiedad y depresión infantil existente, los estudios señalan que dicha comorbilidad se asocia con síntomas más severos, mayor estrés, deterioro funcional y resistencia al tratamiento, un peor pronóstico, un aumento de quejas somáticas y del riesgo de suicidio, entre otros problemas (Garber y Weersing, 2010; Melton, Croarkin, Strawn y McClintock, 2016).

Todo ello sugiere la importancia de evaluar y detectar de forma temprana síntomas de ansiedad infantil, al menos desde la edad escolar, con el fin de intervenir de forma precoz y prevenir así el inicio o desarrollo de los trastornos de ansiedad e impacto negativo asociado (e.g., Bhatia y Goyal, 2018; Orgilés, Méndez, Espada, Carballo y Piqueras, 2012a).

Evaluación de la ansiedad infantil en niños en edad escolar

En la evaluación psicológica de problemas emocionales infantiles, como la ansiedad infantil, las escalas o cuestionarios son instrumentos que permiten obtener información sobre las emociones y comportamientos del niño que puede ser útil para el diagnóstico o para valorar los efectos de una intervención (Silverman y Ollendick, 2008). Por lo que respecta a la evaluación de la ansiedad infantil, este tipo de instrumentos permiten medir y detectar la presencia y severidad de síntomas de ansiedad a nivel general y/o de diferentes subtipos específicos, además de monitorizar posibles cambios en la severidad de los síntomas en el tiempo (Bennett y Walkup, 2019b). Asimismo, por lo general, los cuestionarios o escalas ofrecen ventajas como ser fáciles de administrar y de corregir, tener un coste no excesivamente elevado y permitir la obtención de información de interés a través de distintos informantes (e.g., niño, padres) (Silverman y Ollendick, 2008; Volpe y Dupaul, 2001). Esto último es un aspecto destacable en la evaluación psicológica de problemas emocionales o internalizantes en niños, a la luz de hallazgos previos que sugieren la idoneidad de evaluar siguiendo un método multi-informante, por ejemplo, incluyendo el informe de ambos padres junto al del niño, aumentando así el valor predictivo de la evaluación (Izquierdo-Sotorrió, Holgado-Tello y Carrasco, 2016). A este respecto, aunque se ha informado de un grado de acuerdo bajo-moderado en la información que proporcionan padres e hijos en la evaluación de problemas emocionales como la ansiedad (Popp, Neuschwander, Mannstadt, In-Albon y Schneider, 2017), también se ha apoyado que los padres pueden ser informantes fiables de la sintomatología de sus hijos, siendo de especial valor en la evaluación de niños de corta edad cuyo nivel de desarrollo madurativo (e.g., a nivel cognitivo o del lenguaje) podría limitar su capacidad para describir o expresar síntomas emocionales o internalizantes que experimentan (Melton et al., 2016). Por lo que, al igual que en la evaluación de otros trastornos en la infancia, se considera que en la evaluación de la ansiedad infantil el informe de otras personas cercanas, como los cuidadores principales del niño (i.e., padres) o profesores, pueden ser muy importantes ya que cada informante puede aportar información complementaria sobre diferentes aspectos del trastorno o problema (Abidi, 2018; Nauta et al., 2004).

En esta línea, la literatura sugiere que la mayoría de los cuestionarios de autoinforme existentes para medir ansiedad infantil han mostrado buenas propiedades psicométricas en niños a partir de los ocho o nueve años de edad y disponen de versión para padres. No obstante, existen pocas pruebas de evaluación de ansiedad infantil que estén desarrolladas específicamente para niños –es decir, que no sean adaptaciones de instrumentos originalmente desarrollados para población adulta– y que estén compuestas por subescalas que midan síntomas de diferentes

tipos de trastornos de ansiedad específicos (e.g., ansiedad generalizada, fobia o ansiedad social, ansiedad por separación) acorde con la clasificación diagnóstica del DSM, siendo una de ellas la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS; Spence, 1997) (Muris, Merckelbach, Ollendick, King y Bogie, 2002a; Rapee, 2018). La SCAS destaca, entre otros aspectos, por estar diseñada específicamente para población infantil teniendo en cuenta así las particularidades que hay en la presentación de los síntomas y trastornos de ansiedad en niños respecto a los adultos, estar basada en las dimensiones del DSM-IV, estar disponible en múltiples lenguas y ser de libre acceso (Rapee, 2018; Spence, 1998). Un instrumento similar a la SCAS muy utilizado y que también presenta buenas propiedades psicométricas es el Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED), originalmente compuesto por 85 ítems y posteriormente reducido a 41 ítems (Birmaher et al., 1999). Sin embargo, pese a las similitudes con la SCAS se ha destacado que, en comparación, el SCARED cubre menos categorías diagnósticas del DSM-IV, por ejemplo, mide aspectos como la fobia escolar que el DSM-IV no contempla como trastorno de ansiedad y tiene una escala de respuesta algo más corta (de tres puntos) que ofrece un rango menos amplio de posibles respuestas a los ítems (Nauta et al., 2004). Así, desde su creación, la SCAS se ha convertido en uno de los instrumentos de evaluación de ansiedad infantil más extensamente utilizados y estudiados a nivel internacional, lo cual ha permitido acumular numerosos datos sobre sus propiedades psicométricas (e.g., DeSousa et al., 2014). Por ello, atendiendo a la importancia de utilizar pruebas de evaluación psicológica que muestren criterios de calidad apropiados en términos de fiabilidad y validez (Montoya-Castilla, 2015), a continuación, se detallarán con más profundidad algunas características de la SCAS, con especial atención a las evidencias existentes sobre su estructura factorial y fiabilidad en su versión de autoinforme. También se describirá con más detalle la versión paralela para padres que ofrece la SCAS (SCAS-P; Nauta et al., 2004) y aspectos relacionados con sus propiedades psicométricas.

■ **Spence Children's Anxiety Scale (SCAS): Un instrumento ampliamente usado para la evaluación de la ansiedad infantil**

La SCAS fue desarrollada para evaluar la severidad de los síntomas de los trastornos de ansiedad infantil basándose en las dimensiones diagnósticas del DSM-IV, demostrando los estudios originales su utilidad en niños en edad escolar, a partir de los ocho años, y adolescentes australianos (Spence, 1997, 1998; Spence, Barrett y Turner, 2003). Incluye un total de 44 ítems, de los cuales 38 se dividen en seis subescalas que miden síntomas de trastornos de ansiedad específicos y que se detallan a continuación, indicando también su nombre original y siglas

en inglés entre paréntesis: pánico y agorafobia (panic/agoraphobia; PA) (9 ítems), trastorno de ansiedad por separación (separation anxiety disorder; SAD) (6 ítems), miedos específicos (physical injury fears; PIF) (5 ítems), fobia social (social phobia; SP) (6 ítems), trastorno obsesivo-compulsivo (obsessive-compulsive disorder; OCD) (6 ítems) y trastorno de ansiedad generalizada (generalized anxiety disorder; GAD) (6 ítems). Los niños informan de la frecuencia con la que experimentan cada síntoma respondiendo a los ítems en una escala de cuatro puntos que va de 0 (nunca) a 3 (siempre). Se incluyen otros seis ítems formulados de forma positiva para reducir el sesgo de respuesta negativa, pero no son contemplados en el proceso de corrección del cuestionario.

Aunque se han desarrollado diferentes autoinformes para la evaluación de la ansiedad infantil que han mostrado buenas propiedades psicométricas (ver Muris et al., 2002a; Muris et al., 2017; Silverman y Ollendick, 2008), la SCAS se ha destacado como una de las más utilizadas por investigadores y clínicos (Orgilés, Spence, Marzo, Méndez y Espada, 2013). De hecho, la escala se ha traducido ya a más de 30 idiomas y el número de traducciones disponibles crece continuamente desde su desarrollo. Diferentes cualidades positivas de la SCAS podrían explicar su amplia aceptación y su extenso uso, algunas son a) estar estrechamente conectada a las categorías diagnósticas del DSM-IV midiendo así una amplia variedad de síntomas de trastornos de ansiedad específicos, b) proporcionar una amplia medida de la frecuencia con la que los niños experimentan los síntomas de ansiedad al utilizar una escala de respuesta de cuatro puntos, c) ser una herramienta costo-eficiente para medir sintomatología ansiosa en niños en la población general y para detectar a niños en riesgo de padecer o desarrollar trastornos de ansiedad, d) ser un recurso útil en la práctica clínica ofreciendo datos que pueden ayudar a guiar el proceso diagnóstico en combinación con la entrevista clínica, e) permitir evaluar el progreso o impacto de una terapia o una intervención preventiva en los síntomas de ansiedad (e.g., DeSousa et al., 2014; Muris et al., 2002a; Nauta et al., 2004; Spence, 1998). En esta línea, la prueba se desarrolló con la intención de que fuera sencilla de completar y se estima que se responde en unos diez minutos. Además, la SCAS y toda la información sobre su uso se ofrece como un recurso de libre acceso, estando disponible en el sitio web oficial (www.scaswebsite.com), lo cual facilita su uso por parte de clínicos e investigadores.

En líneas generales, la literatura ha sugerido que la SCAS posee adecuadas propiedades psicométricas, incluyendo fiabilidad y validez, y es útil para medir síntomas de ansiedad en niños y adolescentes procedentes de diferentes orígenes y culturas, por ejemplo, Europa (e.g., Essau, Sasagawa, Anastassiou-Hadjicharalambous, Olaya y Ollendick, 2011), Norteamérica

(e.g., Whiteside y Brown, 2008), Sudamérica (e.g., DeSousa et al., 2014), Asia (e.g., Zhao, Xing y Wang, 2012), África (e.g., Muris, Schmidt, Engelbrecht y Perold, 2002b) y Oceanía (e.g., Spence 1997, 1998). La fiabilidad y validez de la prueba también se ha apoyado en niños y adolescentes españoles (Orgilés et al., 2013; Orgilés, Méndez, Spence, Huedo-Medina y Espada, 2012b). Sin embargo, aunque hay una extensa evidencia que apoya a la fiabilidad de la SCAS, los hallazgos muestran variabilidad entre los diferentes estudios en los coeficientes de fiabilidad de la puntuación total y las subescalas reportados. Por ejemplo, en la subescala que mide síntomas del trastorno de ansiedad por separación se ha reportado una variabilidad en los coeficientes alpha que oscila entre el 0,55 y 0,85 (Essau et al, 2011; Orgilés et al., 2013). Estas diferencias entre estudios también podrían estar indicando que la fiabilidad de la escala está influenciada por diferentes variables que pueden ejercer un efecto moderador. Todo ello sugiere la necesidad de examinar la fiabilidad de la SCAS mediante un estudio meta-analítico que sintetice y analice cuantitativamente todos los datos disponibles al respecto (e.g., Sánchez-Meca y Botella, 2010), así como la posible influencia de diferentes variables moderadoras en la fiabilidad de la escala (e.g., país, edad).

Por otra parte, en relación a la estructura factorial de la SCAS, el modelo original de seis factores correlacionados propuesto por Spence (1997, 1998) y Spence et al. (2003) está ampliamente respaldado (e.g., DeSousa et al., 2014; Essau et al, 2011; Tsocheva, Sasagawa, Georgiou y Essau, 2013). También se ha apoyado la invarianza factorial de la escala en función de las variables género y edad, y sugerido que la clasificación de los trastornos de ansiedad obtenida a través de la SCAS parece tener validez transcultural (Essau et al., 2011; Spence, 1997). Pese a ello, ha habido cierta controversia sobre la generalizabilidad transcultural del modelo original de 6 factores, dado que hay autores que han encontrado apoyo a modelos diferentes, por ejemplo, de cuatro (Muris et al., 2002b) o cinco factores (e.g., Essau, Leung, Conradt, Cheng y Wong, 2008; Ishikawa, Sato y Sasagawa, 2009). Así, atendiendo a los resultados inconsistentes con respecto a la estructura factorial de la SCAS y el gran número de validaciones de la SCAS desde su desarrollo en el año 1997, podría ser útil llevar a cabo una revisión sistemática de la literatura con el fin de sintetizar la información existente al respecto y valorar así el verdadero apoyo transcultural al modelo original de seis factores.

■ Utilidad de la versión para padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P)

Por su parte, la versión paralela para padres (i.e., padres y madres) de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P), compuesta por 38 ítems, mostró en el estudio original de Nauta et al. (2004) que era un instrumento fiable y válido para la evaluación de síntomas de ansiedad infantil en población clínica y comunitaria en edades comprendidas entre los 6 y 18 años, procedente de Australia y Países Bajos, diferenciando adecuadamente entre niños ansiosos y no ansiosos. Además, la estructura factorial de la SCAS-P resultó ser consistente con el modelo original de seis factores correlacionados de la versión de autoinforme propuesto por Spence (1997) (i.e., ansiedad generalizada, pánico/agorafobia, ansiedad por separación, ansiedad social, trastorno obsesivo-compulsivo y miedos o temores específicos), midiendo así con una concordancia considerable los subtipos de trastornos de ansiedad propuestos por el DSM. Siguiendo a Nauta et al. (2004), la SCAS-P puede ser un instrumento de gran utilidad tanto a nivel clínico como investigador ya que permite conocer de una forma fiable cómo los padres perciben la sintomatología ansiosa de sus hijos, clasificando dicha sintomatología en base a las categorías diagnósticas del DSM-IV. Los datos de la SCAS-P también pueden guiar el proceso de evaluación (e.g., puede sugerir la necesidad de evaluar de forma más exhaustiva mediante una entrevista diagnóstica) y proporcionar información sobre los efectos de una intervención en los síntomas de los niños según la perspectiva de sus padres. Otra ventaja de este instrumento es que es de libre acceso, al igual que la versión de autoinforme.

Las propiedades psicométricas de la SCAS-P han sido estudiadas en muestras clínicas y comunitarias en niños y adolescentes de distintos orígenes. Por lo general, los estudios existentes apoyan la fiabilidad de la SCAS-P para la puntuación total y las subescalas, con alguna excepción para la subescala que mide miedos específicos (PIF, en sus siglas en inglés) que en diferentes estudios ha mostrado índices de fiabilidad menores, similar a lo encontrado en la versión de autoinforme (e.g., Arendt, Hougaard y Thastum, 2014; DeSousa et al., 2014). Así, se ha reportado coeficientes de fiabilidad para la escala total de entre 0,85 (Italia; Li, Delvecchio, Di Riso, Nie y Lis, 2016) y 0,92 (Pakistán; Loona y Kamal, 2013). Hay autores que también han encontrado una fiabilidad test-retest adecuada en una muestra procedente de Dinamarca, con un coeficiente de 0,81 tras un período de tres meses, sin embargo, han señalado que la fiabilidad test-retest de la SCAS-P está todavía poco estudiada (Arendt et al., 2014). La escala también ha mostrado buena validez convergente y divergente en muestras de diferentes culturas (e.g., Li et

al., 2016). Por su parte, el modelo factorial original de seis factores correlacionados, ha recibido un amplio apoyo mostrando un buen ajuste en muestras de distintas procedencias como Brasil, Dinamarca, Italia o China (Arendt et al., 2014; DeSousa et al., 2014; Li et al., 2016). No obstante, al igual que con la versión de autoinforme, otros autores también han sugerido otra estructura factorial para la SCAS-P diferente a la original, como Ishikawa et al. (2014) que en su estudio con niños de Japón también apoyaron un modelo compuesto por un número menor de ítems y cinco factores.

Por otra parte, desde nuestro conocimiento, todavía son escasos los estudios de la SCAS-P que se han centrado en niños en edad escolar más pequeños, incluyendo edades como los seis años. Por lo general, los estudios incluyen a niños más mayores, a partir de los siete años, y adolescentes (e.g., Loona y Kamal, 2013; Olofsdotter, Sonnby, Vadlin, Furmark y Nilsson, 2016). El informe de padres en la evaluación de niños de corta edad (e.g., 6-7 años) a través de pruebas como la SCAS-P puede ser especialmente útil, teniendo en cuenta que los niños por debajo de los ocho años pueden tener dificultades para entender o explicar conceptos abstractos o sus propias experiencias, por lo que preguntarles acerca de problemas emocionales a través de un autoinforme podría dar información poco precisa (Dadds, James, Barrett y Verhulst, 2004). De modo que conocer más en profundidad datos sobre las propiedades psicométricas de la SCAS-P en niños en edad escolar más pequeños parece importante y necesario.

En líneas generales, la literatura existente sugiere que la SCAS-P es un instrumento fiable y válido para evaluar sintomatología ansiosa en niños a través de sus padres y madres. Sin embargo, no se disponen de datos sobre su utilidad en niños españoles. Además, pese a que hay un número creciente de estudios internacionales que apoyan la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la SCAS-P, todavía es necesaria más investigación sobre esta prueba que contribuya a sumar evidencias sobre su utilidad transcultural. Por lo tanto, sería interesante examinar la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la SCAS-P en niños de habla hispana, ya que hasta la fecha este instrumento no se ha validado en población española.

■ **Variables relacionadas con la ansiedad infantil y su evaluación: Interferencia de la ansiedad en la vida y estrategias de regulación emocional cognitiva en niños en edad escolar**

■ **Interferencia de la ansiedad infantil**

El deterioro o la interferencia en el funcionamiento generalmente hace referencia a las formas en que los síntomas afectan al desempeño adecuado en aspectos importantes de la vida de un niño, y comúnmente se observa en tres dominios o ámbitos de funcionamiento empíricamente apoyados como el escolar, social y familiar (Rapee, Bögels, van der Sluis, Craske y Ollendick, 2012). Al igual que sucede en etapas posteriores como la adolescencia, los problemas de ansiedad en la niñez pueden generar un importante deterioro o interferencia en el funcionamiento normal del niño en los distintos dominios mencionados anteriormente y favorecer un mal ajuste psicosocial (de Lijster et al., 2018; Nail et al., 2015; Settapani y Kendall, 2013). Asimismo, actualmente en el DSM-5 (APA, 2013), manual de referencia para el diagnóstico de los trastornos psiquiátricos, la interferencia o impacto negativo clínicamente significativo de los síntomas de ansiedad en las diferentes áreas de funcionamiento es un criterio fundamental para establecer el diagnóstico de un trastorno de ansiedad. De tal forma que se ha destacado la importancia de evaluar y detectar el grado de interferencia asociada a la ansiedad infantil (Bennett y Walkup, 2019b; Bhatia y Goyal, 2018).

Sin embargo, todavía existen pocos instrumentos disponibles para clínicos e investigadores dirigidos a medir de forma específica la interferencia de la ansiedad en la vida de los niños, entre ellos se incluyen la Anxiety Disorders Interview Schedule (ADIS), la Child Sheehan Disability Scale (CSDS) o la Children's Global Assessment Scale (CGAS). Además, dichos instrumentos de evaluación presentan limitaciones, como ser adaptaciones de escalas para adultos que no evalúan adecuadamente todas las formas en las que la ansiedad puede afectar en la vida del niño (e.g., CSDS), ser medidas globales que no evalúan de forma específica la interferencia relacionada con la ansiedad infantil (e.g., CGAS) o ser instrumentos poco específicos al combinar la evaluación de la presencia de síntomas de ansiedad infantil, su severidad e interferencia (e.g., ADIS). De la misma forma, la escasa existencia de este tipo de instrumentos se ha destacado como una limitación considerable en este campo, dado que la evaluación de la interferencia es parte integral de la evaluación del diagnóstico para los trastornos de ansiedad, pero también puede suponer un indicador del progreso y el impacto de una determinada terapia o intervención (Lyneham et al., 2013; Rapee et al., 2012).

En este contexto, la Child Anxiety Life Interference Scale, en su versión de autoinforme (CALIS-C), es un instrumento desarrollado por Lyneham et al. (2013) para identificar de forma específica la interferencia en la vida de los niños relacionada con la ansiedad infantil en el ámbito escolar, el funcionamiento social y las relaciones familiares desde la perspectiva del niño. Esta escala se compone por un número reducido de ítems, nueve ítems en total, que se dividen en dos subescalas que miden la interferencia que la ansiedad del niño produce fuera del hogar (e.g., trabajo escolar, relaciones con los iguales en contexto escolar y fuera de él, práctica de deporte y otras actividades en el tiempo libre) y en el hogar (e.g., calidad en las relaciones familiares, realización de tareas académicas u otras actividades diarias dentro de casa), con 5 y 4 ítems respectivamente. La puntuación total proporciona una medida global de la interferencia o el deterioro de la ansiedad infantil en el funcionamiento diario del niño.

La versión original de la CALIS-C, validada con una muestra de niños australianos y estadounidenses, de entre 6 y 17 años, demostró una buena consistencia interna, con coeficientes de fiabilidad para la puntuación total de 0,84, y de 0,70 (interferencia en el hogar) y 0,82 (interferencia fuera del hogar) para las subescalas, así como una adecuada fiabilidad test-retest tras un período de ocho semanas, validez convergente y divergente, y sensibilidad para medir los cambios debidos al tratamiento (Lyneham et al., 2013). Las propiedades psicométricas de la CALIS-C ya han sido apoyadas también con niños europeos, procedentes de Portugal. Sin embargo, en la versión portuguesa del instrumento se halló una estructura factorial de dos factores ligeramente diferentes a los de la versión original, y que se identificaron como interferencia en el desempeño e interferencia en las relaciones cercanas (Marques et al., 2015).

Siguiendo a Lyneham et al. (2013), la CALIS-C es una herramienta breve, fiable y válida para la evaluación específica de las interferencias que la ansiedad infantil puede generar en la vida de los niños, idónea para ser usada a nivel clínico e investigador. Además, los resultados obtenidos sugieren la utilidad de este instrumento tanto para ayudar en el proceso diagnóstico, como para medir el impacto del tratamiento de los trastornos de ansiedad infantil. En este sentido, los autores recomiendan el uso de esta medida junto a otras más dirigidas a la evaluación de síntomas de ansiedad, permitiendo así evaluar e identificar con más precisión a aquellos niños que presentan un trastorno de ansiedad. También, el uso de este instrumento puede permitir tomar decisiones cuando se aplica alguna intervención, por ejemplo, para determinar si tras la intervención la interferencia de la ansiedad en la vida del niño ha disminuido o eliminado o si, por lo contrario, requiere de mayor atención. Otras ventajas de este instrumento es que dispone de una versión paralela para padres (CALIS-P) y el acceso a la prueba no tiene coste económico (www.mq.edu.au).

Desde nuestro conocimiento, hay una falta de herramientas específicas para medir la interferencia de la ansiedad infantil en niños españoles. Así, debido a la elevada prevalencia de la ansiedad infantil en población española (e.g., Canals et al., 2019) y a las repercusiones negativas que la ansiedad puede generar (e.g., Nail et al., 2015; Settiani y Kendall, 2013), puede ser de gran ayuda disponer de una prueba de autoinforme fácilmente administrable y breve como la CALIS-C para su uso en niños españoles. Por otra parte, dado que la CALIS-C es una herramienta relativamente reciente, también parece necesario estudiar sus propiedades psicométricas en otras muestras con el fin de aportar más evidencias sobre sus propiedades psicométricas a nivel internacional.

■ Estrategias de regulación emocional cognitiva

La regulación de las emociones es un factor importante para mantener un adecuado funcionamiento y bienestar, en ella puede estar implicado un amplio rango de procesos (e.g., biológicos, sociales, conductuales, así como procesos cognitivos), generando en los últimos años especial interés el estudio de los procesos cognitivos conscientes (rumiación, culpabilizarse a uno mismo, culpabilizar a otros, catastrofizar, entre otros). Las cogniciones o los procesos cognitivos pueden ayudar a regular o manejar las emociones o los sentimientos de forma adecuada, por ejemplo, después de vivir eventos estresantes o amenazantes (Garnefski, Kraaij y Spinhoven, 2001). La infancia es una etapa importante en la que el control emocional de los niños por medio de cogniciones o pensamientos conscientes aumenta progresivamente. En esta línea, siguiendo a Garnefski, Rieffe, Jellesma, Terwogt y Kraaij (2007), durante la niñez el repertorio de regulación emocional progresa del uso de estrategias primordialmente conductuales a un mayor y más sofisticado uso de estrategias cognitivas para la regulación emocional; de forma que ya en la niñez intermedia, los niños han aprendido, a la edad de ocho o nueve años aproximadamente, a regular de forma considerable sus emociones por medio de cogniciones o pensamientos acerca de sí mismos o de su entorno. Además, el tipo de estrategias de regulación emocional cognitiva (REC) desarrolladas en la niñez intermedia pueden repercutir de forma significativa en el bienestar emocional de los niños, pero también en su futuro desarrollo a lo largo de la adolescencia y la adultez donde dichas estrategias se han relacionado de una forma positiva o negativa con problemas emocionales como ansiedad y depresión (Garnefski et al., 2001; Garnefski y Kraaij, 2007; Schäfer, Naumann, Holmes, Tuschen-Caffier y Samson, 2017). En este sentido, al igual que en adolescentes y adultos, el uso de estrategias REC parece jugar un papel importante en la relación existente entre la experiencia de situaciones negativas o

estresantes en la vida y el desarrollo o no de problemas emocionales (ansiedad y depresión) en niños en edad escolar, teniendo estas estrategias un valor potencial como indicador de psicopatología infantil y como objetivo para la prevención y tratamiento de estos problemas (Garnefski et al., 2007; Legerstee, Garnefski, Jellesma, Verhulst y Utens, 2010). Por lo que la evaluación de las estrategias REC puede ser útil para la detección o diagnóstico de problemas emocionales en la infancia, como la ansiedad, y para poder establecer y evaluar intervenciones dirigidas a aumentar la frecuencia de uso de aquellas estrategias más adaptativas y reducir el uso de las que sean menos adaptativas (Liu, Chen y Blue, 2016; Schäfer et al., 2017).

Uno de los pocos instrumentos existentes para la evaluación de estrategias REC en niños es la prueba de autoinforme llamada Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version (CERQ-k), desarrollada con el fin de tener una herramienta para estudiar las estrategias cognitivas conscientes usadas por los niños en respuesta a las situaciones estresantes o amenazantes (Garnefski et al., 2007). Este instrumento es una adaptación de la versión del CERQ para adolescentes y adultos, que se creó a partir de diferentes instrumentos existentes previos y se caracteriza por permitir la medición específica de las estrategias de afrontamiento vinculadas a la dimensión cognitiva, diferenciándolas así conceptualmente de las estrategias conductuales (Garnefski et al., 2001; Garnefski, Kraaij y Spinhoven, 2002). Siguiendo a Garnefski et al. (2001) los instrumentos existentes antes del desarrollo del CERQ no distinguían entre el afrontamiento de tipo cognitivo y el de tipo conductual, mientras que pensar (e.g., planificar o pensar en posibles conductas a llevar a cabo) y actuar (e.g., ejecutar o poner en marcha acciones) son dos procesos diferentes que se emplean en momentos distintos y su no diferenciación puede limitar la investigación en este campo, así como la aplicabilidad que puede tener dicha investigación a nivel clínico. Por lo que este instrumento se desarrolló con el fin de poder evaluar de forma específica la parte cognitiva de las estrategias de afrontamiento. De esta forma, el CERQ-k (Garnefski et al., 2007) se compone por un total de 36 ítems divididos en nueve subescalas de cuatro ítems cada una, midiendo así nueve estrategias que se describen a continuación siguiendo a sus autores, entre paréntesis se especifica sus nombres originales en inglés: a) Autoculpabilización (Self-blame): pensamientos que atribuyen a uno mismo la causa o culpa de acontecimientos negativos que el niño ha experimentado; b) Culpar a otros (Other-blame): pensamientos que culpan o responsabilizan a otros de acontecimientos negativos vividos; c) Rumiación (Rumination): pensar de forma continua en los sentimientos y pensamientos asociados con el evento negativo; d) Catastrofización (Catastrophizing): pensamientos que enfatizan lo horrible o terrible que ha sido una determinada experiencia vivida; e) Aceptación (Acceptance): pensamientos dirigidos a aceptar lo negativo que se ha

experimentado y resignarse a lo que ha sucedido; f) Planificación (Planning): pensamientos dirigidos a planificar los pasos a dar para manejar o afrontar de una forma efectiva el evento negativo ocurrido; g) Reenfoco positivo (Positive Refocusing): pensar en temas alegres y placenteros en lugar de focalizar el pensamiento en el evento negativo ocurrido; h) Reevaluación positiva (Positive reappraisal): pensamientos que tratan de otorgarle un significado positivo al evento negativo vivido en términos de crecimiento personal; i) Poner en perspectiva (Putting into perspective): pensamientos que minimizan o relativizan la seriedad del evento negativo al compararlo con otros eventos que pueden ser más negativos.

Estas nueve estrategias del CERQ han sido teóricamente clasificadas como más adaptativas (i.e., aceptación, planificación, reorientación positiva, reevaluación positiva, poner en perspectiva) o menos adaptativas (i.e., autoculpabilización, culpabilizar a otros, rumiación, catastrofización) (e.g., Garnefski et al., 2001). Siguiendo esta clasificación, diferentes estudios del CERQ con niños, adolescentes y adultos han mostrado cómo generalmente las estrategias menos adaptativas están fuertemente y positivamente relacionadas con los síntomas de ansiedad y depresión, mientras que las más adaptativas tienden a relacionarse negativamente con dichos síntomas, sugiriendo así que a mayor uso de estrategias adaptativas menor sintomatología y que a mayor uso de estrategias menos adaptativas más sintomatología (e.g., Domínguez-Sánchez, Lasa-Aristu, Amor y Holgado-Tello, 2013; Garnefski et al., 2007; Schäfer et al., 2017). Estos hallazgos sugieren que el desarrollo durante la niñez de estrategias REC teóricamente adaptativas, puede tener un impacto positivo importante en la mejora de síntomas emocionales, en el funcionamiento y bienestar psicológico de los niños, así como un efecto protector que podría disminuir el riesgo de psicopatología. Al contrario que sucede con el uso de estrategias REC teóricamente menos adaptativas, relacionado con la presencia de problemas emocionales y cuyo uso podría suponer un factor de riesgo para su desarrollo (e.g., Garnefski et al., 2007; Liu et al., 2016). Con este instrumento también se ha visto que los niños ansiosos, en comparación con los no ansiosos, tienden a informar de la experiencia de más eventos negativos en su vida y a utilizar las estrategias adaptativas y desadaptativas con menor y mayor frecuencia respectivamente (Legerstee et al., 2010).

La estructura original de 36 ítems dividida en nueve factores del CERQ y sus propiedades psicométricas, en términos de fiabilidad y validez, se han apoyado ampliamente en muestras de adolescentes y adultos de multitud de países y culturas, sugiriendo la utilidad transcultural de esta prueba (e.g., Domínguez-Sánchez et al., 2013; Garnefski et al., 2001; Jermann, Van der Linden, d'Acremont y Zermatten, 2006; Megreya, Latzman, Al-Attayah y Alrashidi, 2016; Zhu et

al., 2008). Por lo que respecta a la versión para niños (CERQ-k), la estructura factorial original de nueve factores ha sido confirmada en muestras de niños de entre 9 y 11 años de diferentes culturas (e.g., Países bajos, China), mostrando también una aceptable consistencia interna con coeficientes que oscilan entre 0,62 y 0,79 y fiabilidad test-retest (0,53-0,70) para las subescalas, así como evidencias de validez criterio con medidas de ansiedad y depresión (Garnefski et al., 2007; Liu et al., 2016).

A pesar de que el CERQ-k es un instrumento que puede ser de gran utilidad a nivel clínico y de investigación para, entre otras posibilidades, detectar patrones cognitivos de regulación de las emociones que pueden indicar o predecir la presencia de síntomas o problemas emocionales en niños en edad escolar, la medida no ha sido adaptada y validada para niños hispanohablantes. Estudiar las propiedades psicométricas del CERQ-k en niños españoles sería también interesante para aportar más datos sobre la prueba y su utilidad a nivel internacional.

■ **La prevención de problemas emocionales en niños en edad escolar**

El inicio temprano de los problemas de ansiedad infantil desde las edades escolares más tempranas, entre los 6 y 8 años (e.g., Rapee, 2018), así como su elevada prevalencia y frecuente co-ocurrencia con depresión en niños en la edad escolar (Canals et al., 2019), enfatiza la idoneidad de desarrollar estrategias preventivas eficaces dirigidas a reducir y prevenir estos problemas emocionales en niños y niñas en esta etapa.

En función de la población a la que se dirigen, las intervenciones preventivas pueden ser de tipo universal, selectiva o indicada. En el ámbito de la ansiedad y la depresión infantil, mientras que el propósito final de cualquier intervención preventiva será reducir la probabilidad de que en el futuro se desarrolle o inicie un trastorno, es la prevención de tipo indicada la que se centra en niños que ya presentan síntomas elevados de ansiedad y depresión, y que por tanto pueden tener un considerable riesgo de desarrollar un trastorno (e.g., Stockings et al., 2016). Las intervenciones indicadas pueden ser al inicio más complejas que estrategias de prevención como la universal (i.e., intervenciones preventivas aplicadas a la población general o a todos los individuos de una población determinada independientemente del riesgo individual que puedan presentar para desarrollar un determinado trastorno), ya que conllevan la identificación y selección previa de participantes potenciales en función de la presencia de síntomas. No obstante, aunque esto puede ser costoso en tiempo y recursos, es una estrategia que garantiza en gran medida que la intervención la recibirán niños que presentan un mayor riesgo (Horowitz

y Garber, 2006). Además, estudios meta-analíticos previos encontraron un mayor efecto de los programas de prevención indicada frente a los de prevención universal en la reducción de síntomas de ansiedad y depresión (Horowitz y Garber, 2006; Teubert y Pinquart, 2011).

Las intervenciones preventivas por lo general se han desarrollado para abordar de forma específica ansiedad o depresión, sin embargo, la frecuente comorbilidad y las comunalidades existentes entre ambas condiciones han puesto de manifiesto la idoneidad de abordar estos problemas mediante intervenciones que sigan un enfoque transdiagnóstico (Dozois, Seeds y Collins, 2009). Las intervenciones basadas en una perspectiva transdiagnóstica abordan los mecanismos o factores comunes que subyacen a diferentes manifestaciones psicopatológicas (e.g., ansiedad y depresión), y que por tanto pueden contribuir a su desarrollo y mantenimiento, mediante la aplicación de un mismo protocolo de intervención (Craske, 2012). De esta forma, un protocolo transdiagnóstico dirigido a trastornos tan frecuentes y comórbidos como ansiedad y depresión permite intervenir sobre los síntomas de estos problemas emocionales abordando factores comunes compartidos (e.g., evitación, afectividad negativa, pensamientos negativos, sesgos atencionales e interpretativos) y eliminando así la necesidad de disponer de diferentes protocolos específicos para cada problema (Clark y Taylor, 2009; Craske, 2012; García-Escalera, Chorot, Valiente, Reales y Sandín, 2016). Los hallazgos existentes apoyan la efectividad de las intervenciones transdiagnósticas basadas en la terapia cognitivo-conductual (TCC) para reducir los síntomas de ansiedad y depresión, y sugieren que su impacto en dicha sintomatología puede superar al de las intervenciones cognitivo-conductuales específicas (e.g., ver García-Escalera et al., 2016).

La idoneidad de aplicar un enfoque transdiagnóstico a la prevención de problemas emocionales también parece sustentarse en hallazgos que muestran que las intervenciones preventivas específicas para la ansiedad o depresión infantil tienden a mostrar efectos positivos en los síntomas del trastorno principal al que se dirigen, mientras que los efectos son menores o inexistentes en los síntomas del otro trastorno (ansiedad o depresión) (Garber et al., 2016; Stallard et al., 2014). En este sentido, autores como Garber y Weersing (2010) indicaron tras una exhaustiva revisión que las intervenciones dirigidas a un trastorno específico como ansiedad o depresión, no necesariamente tratan con éxito los síntomas del otro trastorno comórbido. Asimismo, se ha destacado que un enfoque transdiagnóstico aplicado a la prevención de ansiedad y depresión puede ser de gran utilidad, y podría aumentar la eficacia y eficiencia de las intervenciones preventivas específicas existentes, al tener el potencial de impactar en múltiples

variables con un menor requerimiento de tiempo y recursos (Dozois et al., 2009; Garber et al., 2016). Los buenos resultados mostrados por los tratamientos transdiagnósticos existentes (García-Escalera et al., 2016; Nehmy, 2010), así como el apoyo que ha recibido la TCC como un enfoque de tratamiento eficaz para la ansiedad y depresión infantil (Crowe y McKay, 2017) también sugieren la idoneidad de desarrollar intervenciones de prevención transdiagnósticas basadas en la TCC.

Sin embargo, los protocolos de prevención transdiagnósticos basados en la TCC dirigidos a niños en edad escolar con síntomas de ansiedad y depresión son todavía escasos, y pocos estudios hay disponibles al respecto (Garber et al., 2016; García-Escalera et al., 2016). Uno de los pocos protocolos de este tipo es el EMOTION: “Coping Kids” Managing Anxiety and Depression, que recientemente ha mostrado resultados prometedores en la reducción de síntomas de ansiedad y depresión en niños de 8 a 12 años (Martinsen et al., 2019). Sin embargo, este programa grupal que se dirige a niños de entre 8 y 13 años, puede resultar un protocolo extenso e intensivo con un total de 20 sesiones de una duración de 45-60 minutos cada una y dos sesiones por semana, con tareas para casa entre dichas sesiones (Martinsen, Kendall, Stark y Neumer, 2016). Por otro lado, entre los escasos protocolos para la prevención de ansiedad y depresión disponibles para niños en edad escolar más pequeños, de 6 a 8 años de edad, se encuentra el protocolo de 10 sesiones llamado Aussie Optimism Program: Feelings and Friends (AOP-FF). Sin embargo, éste es un programa más enfocado a la prevención de tipo universal y hasta la fecha, los resultados obtenidos no han mostrado efectos significativos en la reducción de síntomas aplicándose como prevención indicada, mientras que como prevención universal solamente se encontraron reducciones significativas, a corto plazo, de los síntomas generales de ansiedad reportados por los padres (Pophillat et al., 2016).

■ **Programa Super Skills for Life**

En este contexto, un protocolo transdiagnóstico reciente y prometedor para la prevención indicada de la ansiedad y la depresión infantil es el programa Super Skills for Life (SSL), desarrollado por Essau y Ollendick (2013). SSL es una intervención transdiagnóstica de ocho sesiones (Tabla 2) basada en la TCC y diseñada para niños a partir de los seis años que presentan dificultades emocionales (i.e., síntomas de ansiedad y/o depresión).

Tabla 2. Resumen de las características principales del programa Super Skills for Life (SSL).

Duración y periodicidad	Ocho sesiones de 45 minutos cada una, una sesión por semana
Sesión	Objetivo principal
1	Introducir los conceptos de ansiedad y autoestima, y enseñar a los niños a reconocer en qué situaciones sienten ansiedad y cómo mejorar su autoestima
2	Introducir el concepto de emoción y entrenar a los niños para que aprendan a reconocer las diferentes emociones, en uno mismo y en los demás, a través de la expresión facial y la postura corporal; a evaluar y controlar el grado subjetivo de bienestar, a comprender que estar activo les ayuda a sentirse bien y a conocer qué actividades pueden hacer que se sientan bien
3	Introducir el concepto de pensamiento y enseñar a los niños a diferenciar los pensamientos que les ayudan a sentirse bien de los que les ayudan a sentirse mal, a detectar y cambiar los pensamientos desadaptativos, y a desarrollar habilidades mediante la planificación de pequeños pasos y la práctica continua
4	Enseñar a los niños la relación que existe entre los pensamientos, las emociones y el comportamiento, así como a reconocer y diferenciar las señales de su cuerpo cuando se sienten ansiosos (e.g., respiración rápida, manos sudorosas, tensión muscular) o relajados
5	Enseñar a los niños los beneficios de la relajación y entrenarlos en estrategias específicas de relajación mediante su práctica (e.g., respiración lenta y profunda, relajación muscular progresiva)
6	Enseñar a los niños diversas habilidades sociales básicas para interactuar adecuadamente con los demás y practicarlas a través de <i>role-playings</i> (e.g., presentarse, iniciar y mantener conversaciones, unirse a conversaciones en grupo y despedirse adecuadamente; incluyendo también habilidades no verbales básicas como el contacto visual o la distancia interpersonal)
7	Enseñar a los niños los pasos básicos a seguir para llevar a cabo una resolución de problemas efectiva y practicar esta estrategia aplicándola a problemas o conflictos sociales planteados por los niños
8	Realizar una revisión de todas las habilidades aprendidas durante el programa
Aspectos generales	El programa se compone de dos manuales, uno para el aplicador y otro para los participantes con las actividades de cada sesión. Se aplica en grupos reducidos, por lo general no superior a ocho participantes. Alternativamente, puede ser aplicado también dos veces por semana. Asimismo, el programa puede ser aplicado por expertos en salud mental y otros profesionales que no lo sean (e.g., profesores) después de recibir la formación adecuada
Metodología	Las habilidades se enseñan a través de explicaciones sencillas y ejemplos adaptados, lecturas, juegos, actividades individuales y grupales, <i>role-playings</i> , exposiciones a situaciones sociales grabadas en video, análisis y retroalimentación mediante el visionado de las grabaciones (<i>video-feedback</i>) con preparación cognitiva previa, y tareas sencillas para practicar las habilidades entre sesiones

De esta forma, el programa SSL tiene la intención de ayudar a los niños a afrontar y reducir tales dificultades emocionales, reduciendo así la probabilidad de desarrollar en el futuro un trastorno depresivo o de ansiedad. SSL aplica un conjunto de habilidades o estrategias que se han sugerido como relevantes para la prevención transdiagnóstica de la ansiedad y depresión, tales como el entrenamiento en habilidades sociales y la activación conductual, la reestructuración cognitiva, la auto-monitorización o el entrenamiento en habilidades de resolución de problemas y en técnicas de relajación (véase Dozois et al., 2009). Además, SSL es el primer protocolo transdiagnóstico basado en la TCC dirigido a niños en edad escolar que incluye activación conductual, entrenamiento en habilidades sociales y *video-feedback* con preparación cognitiva previa (Essau et al., 2014). Siguiendo a Essau et al. (2014) y a otros autores (e.g., Dozois et al., 2009; Huber, Plötner y Schmitz, 2019), integrar estas estrategias puede ser beneficioso de varias maneras: la auto-observación y retroalimentación mediante el uso de grabaciones de video (*video-feedback*), con preparación cognitiva previa, puede ayudar a los niños a obtener retroalimentación correctiva que mejore las auto-percepciones negativas; la activación conductual puede mejorar aspectos como la preocupabilidad, el estado de ánimo y la autoestima al aumentar la participación en actividades reforzantes; y el entrenamiento en habilidades sociales puede mejorar la competencia social del niño, lo cual es importante ya que una competencia social dañada se relaciona con la presencia de síntomas emocionales o internalizantes desde edades tempranas. Al igual que los otros protocolos transdiagnósticos mencionados anteriormente, el programa SSL se puede aplicar en un formato grupal (también admite formato individual) y en el contexto escolar. En este sentido, se ha apoyado que la TCC llevada a cabo en un formato individual y grupal son igualmente eficaces para abordar problemas emocionales en niños (e.g., ansiedad), siendo el formato grupal un tratamiento eficiente, rápido y económico, que también puede tener otras ventajas como permitir el refuerzo, el modelado y el apoyo de los compañeros (Silverman, Pina y Viswesvaran, 2008; Wolgensinger, 2015). Por otra parte, las intervenciones en el contexto escolar pueden tener diferentes ventajas, entre ellas la de llevarse a cabo en un contexto más natural para los niños y facilitar el acceso de los niños y familias a este tipo de recursos (Werner-Seidler et al., 2017).

El estudio original del programa SSL (Essau et al., 2014), demostró reducciones significativas en los síntomas de ansiedad (i.e., ansiedad general, fobia social, ansiedad generalizada y ansiedad por separación) en una muestra de niños de Reino Unido, de 8 a 10 años de edad, con síntomas elevados de ansiedad. Problemas para los que el programa no fue diseñado expresamente (i.e., hiperactividad/inatención, problemas de conducta y en la relación con los compañeros) también se redujeron significativamente, pero estas mejoras fueron evidentes

a largo plazo, más concretamente a los seis meses de seguimiento. En el estudio original, la mayoría de las mejoras significativas se encontraron a los seis meses de seguimiento, excepto para los síntomas de ansiedad por separación, que mostraron una reducción inmediata en la evaluación post-test. Aunque los autores del estudio original no utilizaron diseño experimental aleatorizado, incluyendo una condición de control, las reducciones en los síntomas encontradas sugieren que el SSL puede beneficiar a los niños que presentan síntomas en una amplia gama de áreas problemáticas. En la actualidad el interés por el programa SSL es alto y está en aumento, y actualmente está siendo traducido y validado en diferentes países y culturas (e.g., Alemania, Grecia, Chipre, Turquía, India, Portugal o Polonia) (www.superskillsforlife.com). Sin embargo, el programa SSL todavía no ha sido validado para su uso en niños españoles en edad escolar (6-12 años).

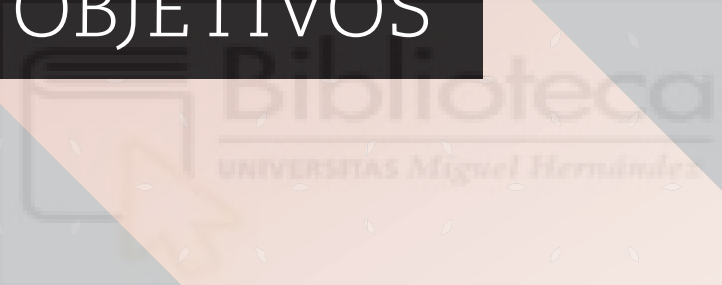
En España, pocos estudios se han centrado en la prevención precoz de la ansiedad y la depresión infantil. En este ámbito, en los últimos años se han descrito programas de prevención específicos (e.g., Balle y Tortella-Feliu, 2010) y transdiagnósticos (García-Escalera et al., 2017), pero éstos se han centrado principalmente en poblaciones preadolescentes o adolescentes. Así, desde nuestro conocimiento, en España no existen datos sobre la eficacia de programas de prevención transdiagnósticos basados en la TCC específicamente diseñados para niños en edad escolar que presentan síntomas de ansiedad y/o depresión.

Todo ello, sugiere la idoneidad de estudiar la eficacia del programa SSL en niños españoles en edad escolar y aportar así más evidencias sobre la eficacia de uno de los pocos protocolos existentes para la prevención transdiagnóstica de ansiedad y depresión infantil. Además, atendiendo a otros autores que señalan la escasa existencia de intervenciones preventivas para ansiedad y depresión dirigidas a niños pequeños de hasta ocho años de edad (Bayer y Beatson, 2013; Phophillat et al., 2016), otro aspecto de interés puede ser investigar por primera vez la utilidad de SSL en niños en edad escolar más pequeños, entre 6 y 8 años.



04

OBJETIVOS



■ La revisión de la literatura realizada, y expuesta anteriormente, sugiere la existencia de diferentes vacíos o limitaciones que se enumeran a continuación. En primer lugar, los estudios muestran la necesidad e idoneidad de examinar mediante un estudio meta-analítico la fiabilidad de la SCAS (Spence, 1997), uno de los instrumentos más utilizados a nivel internacional para evaluar ansiedad infantil, y la posible influencia de diferentes variables moderadoras en la fiabilidad de la escala; además de revisar el apoyo existente entre los estudios disponibles, desarrollados en una gran variedad de países y culturas, al modelo original de seis factores de la escala. En segundo lugar, la literatura sugiere la necesidad de validar en población española instrumentos apoyados internacionalmente para la evaluación de la ansiedad infantil a través de padres y madres (i.e., SCAS-P; Nauta et al., 2004), de la interferencia de la ansiedad infantil en la vida de los niños (CALIS-C; Lyneham et al., 2013) y de las estrategias de regulación emocional cognitiva que usan los niños para afrontar sucesos vitales estresantes o negativos (CERQ-k; Garnefski et al., 2007), no existiendo actualmente datos sobre sus propiedades psicométricas y su utilidad en población española. Por último, la literatura evidencia la necesidad global de disponer de intervenciones cognitivo-conductuales con un enfoque transdiagnóstico para la prevención de problemas emocionales que frecuentemente co-existen en la infancia, como ansiedad y depresión, dirigidas a niños en edad escolar desde edades tempranas (i.e., desde los seis años). En este sentido, se sugiere la idoneidad de aportar más evidencia empírica acerca de la eficacia de un programa prometedor llamado Super Skills for Life (Essau y Ollendick, 2013), uno de los pocos protocolos transdiagnósticos existentes para la prevención de ansiedad y depresión infantil, examinando por primera vez la utilidad de este protocolo en niños españoles en edad escolar, de entre seis y doce años.

Por lo tanto, la presente tesis doctoral pretende aportar nuevos datos que ayuden a cubrir los diferentes vacíos detectados en la literatura en los ámbitos de la evaluación de la ansiedad infantil y variables relacionadas (i.e., interferencia de la ansiedad infantil y estrategias de regulación emocional cognitiva), y de la prevención transdiagnóstica de problemas emocionales como son la ansiedad y la depresión infantil. Así, los objetivos específicos de esta tesis doctoral son:

- Objetivo 1.** Profundizar en el análisis de la fiabilidad y la estructura factorial de un instrumento extensamente utilizado a nivel internacional para la evaluación de ansiedad infantil, como es la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS).
- Objetivo 2.** Validar en población española instrumentos para la evaluación de ansiedad infantil y variables relacionadas como son la interferencia de la ansiedad infantil y las estrategias de regulación emocional cognitiva.
- Objetivo 3.** Evaluar la eficacia a corto y largo plazo del protocolo preventivo transdiagnóstico Super Skills for Life para la reducción de síntomas de ansiedad y depresión en niños españoles en edad escolar, de entre 6 y 12 años.

De esta forma, la tesis doctoral aborda los objetivos mencionados a través de un compendio de seis estudios publicados entre los años 2016 y 2019; dichas publicaciones se enumeran a continuación:

Publicación 1. A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale [Una revisión sistemática de la estructura factorial y la fiabilidad de la Spence Children's Anxiety Scale].

Publicación 2. Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children [Validación de la versión de padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para niños españoles].

Publicación 3. Spanish validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric properties, factorial structure and factorial invariance across gender [Validación española de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Propiedades psicométricas, estructura factorial e invarianza factorial a través del género].

Publicación 4. Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire [Adaptación española y propiedades psicométricas de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire].

Publicación 5. Spanish version of Super Skills for Life: Short- and long-term impact of a transdiagnostic prevention protocol targeting childhood anxiety and depression [Versión española de Super Skills for Life: Impacto a corto y largo plazo de un protocolo de prevención transdiagnóstico dirigido a la ansiedad y depresión infantil].

Publicación 6. Effectiveness of the program Super Skills for Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children [Eficacia del programa Super Skills for Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles].

El primer estudio (Publicación 1) se relaciona con el Objetivo 1 de la tesis doctoral y consiste en una revisión sistemática de la literatura internacional existente respecto al tema objeto de estudio. Los tres siguientes estudios (Publicaciones 2, 3 y 4) se relacionan con el Objetivo 2 de la tesis y consisten en la validación de tres instrumentos de evaluación psicológica en población infantil española. Por último, el quinto y sexto estudio (Publicaciones 5 y 6) abordan el Objetivo 3 de la tesis mediante el estudio de la eficacia del programa Super Skills for Life para la reducción de síntomas de ansiedad y depresión en niños españoles en edad escolar, examinando resultados de la intervención a corto y largo plazo en niños de entre 8 y 12 años (Publicación 5), y a corto plazo en niños en edad escolar más pequeños de entre 6 y 8 años (Publicación 6).





05

MATERIALES Y MÉTODOS

- A continuación, se describen los materiales y métodos empleados en cada uno de los seis estudios que componen esta tesis doctoral.

Publicación 1. Una revisión sistemática de la estructura factorial y la fiabilidad de la Spence Children's Anxiety Scale (Objetivo 1)

Selección de estudios

Se buscaron estudios centrados en las propiedades psicométricas de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) en muestras comunitarias o clínicas de niños y/o adolescentes. Se consideraron todos los estudios publicados en inglés o español que examinaran las propiedades psicométricas de la SCAS y/o su estructura factorial. La búsqueda se llevó a cabo en las principales bases de datos electrónicas (Scholar Google, PsycARTICLES, PsycINFO, Web of Science y Scopus) y se dirigió a todos los artículos que incluyeran en el título o en el resumen alguna de las siguientes palabras clave: "SCAS", "Spence Children's Anxiety Scale", "Escala de Ansiedad Infantil de Spence", "anxiety disorders children adolescents", "trastornos de ansiedad niños adolescentes", "anxiety symptoms children adolescents", y/o "síntomas de ansiedad niños adolescentes". Se buscaron artículos publicados desde el año en que se publicó por primera vez la SCAS (1997) hasta mayo de 2014, mes en que se concluyó la búsqueda. Dos de los autores realizaron esta búsqueda de forma independiente, obteniendo un listado similar de estudios. Después de aplicar los criterios de inclusión, se retuvieron un total de 29 artículos, y ninguno de ellos incluía duplicidades en cuanto a las muestras utilizadas. El diagrama de flujo PRISMA del proceso de revisión de la literatura que se realizó se presenta en la Figura 1 de la Publicación 1.

Extracción de datos

Se revisaron exhaustivamente todos los artículos para extraer la información pertinente. Los siguientes datos fueron registrados: 1) año de publicación del estudio; 2) nombre de la revista que publicó el artículo; 3) país en el que se realizó el estudio; 4) idioma en el que se

publicó el artículo; 5) tamaño de la muestra; 6) edad media y desviación típica de la muestra; 7) porcentaje de niñas; 8) edad mínima y máxima de la muestra; 9) tipo de población (clínica o comunitaria); 10) datos sobre la estructura factorial (número de factores extraídos; método utilizado: análisis factorial exploratorio y/o confirmatorio; porcentajes de varianza explicada; número final de ítems); 11) los alfas de Cronbach para cada subescala y para la puntuación total de la SCAS; 12) media y desviación típica para cada subescala y para la puntuación total de la SCAS; 13) los síntomas más y menos frecuentes reportados; y 14) datos acerca de la validez convergente.

Análisis de datos

Se realizó una revisión sistemática con síntesis narrativa de la literatura sobre la estructura factorial de la SCAS. Se revisaron exhaustivamente todos los estudios y se extrajo toda la información relevante sobre la estructura factorial (i.e., número de factores, método, porcentajes de varianza explicada, número final de ítems). Se llevó a cabo un estudio meta-analítico de generalización de la fiabilidad con el objetivo de sintetizar cuantitativamente los datos de fiabilidad hallados y estimar así la fiabilidad media de la SCAS a través de las distintas muestras donde se ha aplicado la prueba y que quedan representadas en este meta-análisis (Sánchez-Meca y Botella, 2010; Sánchez-Meca y López-Pina, 2008). Para cada subescala y la puntuación total de la SCAS, la consistencia interna se calculó mediante un meta-análisis de coeficientes alfa. Debido a la falta de una distribución normal de los valores alfa de Cronbach, los coeficientes se transformaron en puntuaciones T (Sánchez-Meca y López-Pina, 2008). El análisis del sesgo de publicación se realizó mediante la prueba de Egger. Se utilizó el estadístico Q para evaluar la homogeneidad de los datos. Los análisis se realizaron utilizando el paquete metafor (Viechtbauer, 2010) que permite realizar meta-análisis en el entorno estadístico R.

Publicación 2. Validación de la versión de padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para niños españoles (Objetivo 2)

Participantes

La muestra incluyó a 181 niños (45,9% niñas) de 6 a 8 años, la media de edad (M) fue de 6,87 años y la desviación típica (DT) de 0,78, y a sus padres (81,8% madres). La mayoría de los participantes eran españoles (97,8%) y todos eran hispanohablantes. La edad de los padres osciló entre 33 y 56 años ($M = 41,51$; $DT = 4,91$). En cuanto al estado civil de los padres, el 86,2% estaban casados, el 12,2% estaban separados o divorciados y el 1,6% eran solteros. El nivel educativo de los padres fue el siguiente: el 52,5% había completado la educación superior, el 30,9% la educación secundaria y el 16,6% la educación primaria. La mayoría de los participantes procedían de familias de clase media. La fiabilidad test-retest de la prueba se examinó en una submuestra de 69 participantes, de los cuales el 39,1% eran niñas ($M = 6,83$, $DT = 0,78$).

Instrumentos

- Escala de Ansiedad Infantil de Spence - versión padres (Spence Children's Anxiety Scale - parent version; SCAS-P). Este instrumento está compuesto por 38 ítems, divididos en 6 subescalas (pánico y agorafobia, ansiedad por separación, miedos específicos, fobia social, trastorno obsesivo-compulsivo y trastorno de ansiedad generalizada). Los padres indican la frecuencia de la sintomatología de la ansiedad observada en sus hijos, puntuando cada ítem en una escala de 4 puntos: 0 (nunca), 1 (a veces), 2 (muchas veces) y 3 (siempre). La puntuación total oscila entre 0 y 114, a mayor puntuación mayor es la frecuencia de los síntomas (Nauta et al., 2004). Este instrumento fue traducido del inglés al español usando el método de retrotraducción de Hambleton (2005), después de obtener el permiso del autor. Dos psicólogos bilingües tradujeron la escala. Uno de ellos tradujo la versión original al español y luego el otro tradujo la nueva versión de nuevo al inglés. Después se compararon ambas versiones y se resolvieron las pequeñas diferencias observadas. La versión final en español de la SCAS-P está disponible en el sitio web oficial (www.scaswebsite.com).

- Cuestionario del Estado de Ánimo y los Sentimientos - versión padres (The Mood and Feelings Questionnaire - parent version; MFQ-P). El MFQ-P es un instrumento unidimensional, de 34 ítems, desarrollado por Angold et al. (1995) para medir síntomas depresivos en niños y adolescentes a través de la perspectiva de los padres. Los padres han de puntuar cada ítem en una escala de tres puntos, que va de 0 (no es verdad) a 2 (verdad), la puntuación total puede oscilar entre 0 y 68, a mayor puntuación más severidad de los síntomas.

- Escala de Interferencia de la Ansiedad en la Vida del Niño - versión padres (The Child Anxiety Life Interference Scale - parent report; CALIS-P). Esta escala de 16 ítems evalúa, a través de la perspectiva de los padres, el impacto y la interferencia de la ansiedad infantil en la vida de los niños y sus padres (Lyneham et al., 2013). Los ítems se puntúan en una escala de 5 puntos que oscila de 0 (casi nada) a 4 (muchísimo) y se agrupan en tres subescalas (interferencia de la ansiedad en el hogar, fuera del hogar y en la vida de los padres). La puntuación total oscila entre 0 y 64, a mayor puntuación mayor es la interferencia que produce la ansiedad.

-El Cuestionario de Capacidades y Dificultades - versión padres (The Strengths and Difficulties Questionnaire - parent version; SDQ-P). El SDQ-P es un breve cuestionario diseñado para evaluar dificultades emocionales y conductuales y el comportamiento prosocial en niños de entre 4 y 17 años, en este caso a través de los padres (Goodman, 1997, 2001). Se compone de 25 ítems agrupados en cinco subescalas: comportamiento prosocial, problemas de conducta, síntomas emocionales (i.e., ansiedad y depresión), hiperactividad/inatención y problemas de relación con los compañeros. Los ítems se puntúan en una escala de tres puntos que va desde 0 (no es cierto) a 2 (absolutamente cierto). La puntuación total (oscila entre 0 y 40) se obtiene sumando la puntuación de todas las subescalas, excepto la subescala que mide el comportamiento prosocial. Para este estudio también se calcularon las subescalas de problemas internalizantes (suma de las subescalas de síntomas emocionales y problemas con los compañeros) y externalizantes (suma de las subescalas de hiperactividad/inatención y problemas de conducta). En general, a mayor puntuación mayores dificultades, excepto para la subescala prosocial que se valora de forma inversa (de forma que a más puntuación mayor conducta prosocial).

Procedimiento

En el estudio participaron 10 colegios de la provincia de Alicante (España). Los centros distribuyeron la información por escrito acerca del estudio a los padres de los escolares en los cursos de primero, segundo y tercero de educación primaria. Los padres que aceptaron participar completaron, de forma voluntaria, un formulario online que contenía los distintos instrumentos de evaluación explicados anteriormente. Ocho semanas después de la primera evaluación, se pidió a una submuestra de padres que completaran de nuevo las mismas medidas para examinar así la fiabilidad del SCAS-P. El estudio obtuvo la aprobación del Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández de Elche.

Análisis de datos

En el presente estudio se analizaron, mediante análisis factorial confirmatorio (CFA, por sus siglas en inglés), los cuatro modelos factoriales propuestos originalmente por Spence (1997) y posteriormente analizados también en el estudio original de la SCAS-P (Nauta et al., 2004): (1) un solo factor, (2) seis factores no correlacionados, (3) seis factores correlacionados, y (4) seis factores correlacionados y un factor de orden superior. En base a Hu y Bentler (1999), un buen ajuste del modelo de la SCAS-P para los datos españoles fue establecido de la siguiente manera: $\chi^2/df \leq 3$, índice de ajuste comparativo (comparative fit index; CFI) e índice Tucker-Lewis (Tucker-Lewis index; TLI) $\geq 0,90$ y error cuadrático medio de aproximación (root mean square error of approximation; RMSEA) $\leq 0,08$. La consistencia interna se calculó con el alfa ordinal. La fiabilidad test-retest de la SCAS-P se estimó mediante el coeficiente de correlación intraclass (ICC, en sus siglas en inglés) tras un período de ocho semanas. Se consideró aceptable un coeficiente ICC superior o igual a 0,60. Se utilizaron correlaciones Spearman-Brown (ρ) para examinar la validez de criterio del instrumento. También se llevaron a cabo análisis descriptivos para describir la muestra del estudio y se examinaron posibles diferencias en las puntuaciones de la SCAS-P en función de las variables edad y género. Los análisis se realizaron utilizando el programa estadístico SPSS v25 y el paquete Lavaan en R Studio (Rosseel, 2012).

Publicación 3. Validación española de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Propiedades psicométricas, estructura factorial e invarianza factorial a través del género (Objetivo 2)

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 336 niños, de los cuales 157 eran niñas (46,7%). La edad de los participantes osciló entre los 8 y los 12 años ($M = 9,65$, $DT = 1,33$). La mayoría de los participantes nacieron en España (98,8%) y todos los niños que participaron eran hispanohablantes. Los niños fueron reclutados en ocho colegios localizados en el sureste de España (provincia de Alicante).

Instrumentos

- Escala de Interferencia de la Ansiedad en la Vida del Niño (Child Anxiety Life Interference Scale - child report; CALIS-C). La CALIS-C es un autoinforme desarrollado por Lyneham et al. (2013), compuesto por 9 ítems que evalúan la interferencia de la ansiedad infantil en la vida del niño y que se responden en una escala de cinco puntos con las siguientes opciones de respuesta: casi nada (0), muy poco (1), algunas veces (2), bastante (3) y muchísimo (4). Los ítems se dividen en dos subescalas que miden la interferencia de la ansiedad dentro y fuera de casa. La escala permite obtener una puntuación total de interferencia, cuya puntuación oscila entre 0 y 36. En esta escala a mayor puntuación, mayor es la interferencia de la ansiedad. Para este estudio, la versión española de la escala traducida por S. Lera y S. Tejerina fue utilizada (www.mq.edu.au).

- Cribado de Trastornos Emocionales Relacionados con la Ansiedad Infantil (Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders; SCARED). El SCARED es un autoinforme compuesto por 41 ítems que evalúa la frecuencia con la que los niños experimentan síntomas de diferentes problemas de ansiedad (Birmaher et al., 1999). Contiene cinco subescalas (ansiedad generalizada, pánico/síntomas somáticos, ansiedad por separación, fobia social y fobia escolar). Los niños tienen que responder a los ítems utilizando una escala de tres puntos, que oscila entre 0 (nunca/casi nunca) y 2 (frecuentemente/casi siempre). La puntuación total puede ser

obtenida sumando las puntuaciones de todos los ítems, pudiendo oscilar entre 0 y 82. A mayor puntuación, mayor frecuencia de los síntomas.

- Cuestionario de Capacidades y Dificultades (The Strengths and Difficulties Questionnaire; SDQ). En este estudio los niños completaron la versión de autoinforme del SDQ de Goodman (1997, 2001). Este autoinforme se compone del mismo número de ítems y de las mismas subescalas que la versión de padres (SDQ-P) descrita en el anterior estudio (véase el subapartado Instrumentos de la Publicación 2). Para este estudio también se calcularon las subescalas de problemas internalizantes y externalizantes que proporciona el SDQ.

- Inventario de Depresión Infantil (Children's Depression Inventory; CDI). El CDI (Kovacs, 1992) evalúa sintomatología depresiva en niños y adolescentes. Los 27 ítems del CDI se agrupan en dos subescalas, midiendo disforia (17 ítems) y autoestima negativa (10 ítems). Los niños deben elegir una de las tres opciones de respuesta que plantea cada ítem, en base a cómo se han sentido en las dos últimas semanas. Se puede obtener una puntuación total que oscila entre 0 y 54, a mayor puntuación más severa es la sintomatología.

Procedimiento

Este estudio fue autorizado por el Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández de Elche. Se proporcionó información a los directores de los colegios participantes y a los padres. Se obtuvo la aprobación de los directores y el consentimiento escrito de los padres. No se ofrecieron incentivos. Las instrucciones y los ítems se leyeron en voz alta y dos investigadores permanecieron en cada aula para resolver cualquier pregunta. Los cuestionarios se completaron de forma anónima y en grupo durante las horas de clase, la participación fue voluntaria. Para analizar la fiabilidad test-retest, una submuestra de 216 niños ($M = 9,87$; $DT = 1,20$; 48,8% niñas) (64,28% de retención) respondió al cuestionario dos meses después de la primera evaluación.

Análisis de datos

La estructura factorial de la CALIS-C y su consistencia interna en la muestra española se examinó con el paquete Lavaan del entorno estadístico R, versión 0.5-12 (BETA) (Rosseel, 2012). Se utilizó el análisis factorial confirmatorio (CFA) para probar el modelo original de dos factores. Se realizaron análisis descriptivos de la muestra y de los ítems de la CALIS-C utilizando SPSS v24. Las posibles diferencias en las puntuaciones en función del género fueron examinadas mediante la prueba *U* de Mann-Whitney debido al pequeño tamaño muestral del estudio y a la falta de normalidad. La validez convergente y divergente de la CALIS-C se analizó mediante el coeficiente de correlación de Spearman (ρ). Se utilizó el alfa ordinal para examinar la consistencia interna de la escala. Para analizar la fiabilidad test-retest, tras un período de ocho semanas, se utilizó el coeficiente de correlación intraclass (ICC). La invarianza factorial de la CALIS-C a través del género se exploró usando el software EQS programa v6.1 (Bentler, 2005).

Publicación 4. Adaptación española y propiedades psicométricas de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (Objetivo 2)

Participantes

La muestra consistió en 582 niños (48,6% niñas) de entre 7 y 12 años de edad ($M = 9,49$; $DT = 1,2$). La mayoría de los niños había nacido en España (98,6%), todos los participantes eran hispanohablantes. Un nivel socioeconómico medio fue el predominante. Los niños fueron reclutados de 11 colegios públicos, concertados y privados del sureste de España (provincia de Alicante).

Instrumentos

En este estudio se utilizaron un total de tres instrumentos de evaluación. Además del autoinforme CDI (Kovacs, 1992) para medir síntomas depresivos, descrito en el estudio anterior (véase el subapartado Instrumentos de la Publicación 3), se utilizaron los siguientes autoinformes:

- Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva - versión para niños (Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version; CERQ-k) (Garnefski et al., 2007). El CERQ-k es un autoinforme que contiene 36 ítems y se compone de nueve subescalas que evalúan diferentes estrategias de regulación emocional cognitiva que los niños usan para el afrontamiento de sucesos negativos o estresantes experimentados. Las subescalas del CERQ-k incluyen estrategias más adaptativas (aceptación, planificación, reenfoco positivo, reevaluación positiva y poner en perspectiva) y menos adaptativas (autoculpabilización, culpar a otros, rumiación y catastrofización). Cada subescala consta de 4 ítems que se responden siguiendo una escala de 5 puntos, oscilando entre 1 (casi nunca) y 5 (casi siempre). A puntuaciones más altas, mayor es el uso de las estrategias medidas, pudiendo oscilar las puntuaciones de cada subescala entre 4 y 20.

-Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo para Niños (State-Trait Anxiety Inventory for Children; STAI-C) (Spielberger, 1973). El STAI-C se compone de dos escalas, ansiedad estado y ansiedad rasgo, compuestas por 20 ítems cada una. En este estudio se utilizó la escala de ansiedad rasgo que evalúa la ansiedad como un estado emocional persistente. De esta forma, los ítems de la escala de ansiedad rasgo mide cómo los niños tienden a sentirse de manera general, a diferencia de la escala de ansiedad estado que evalúa la ansiedad que pueden estar experimentando los niños en un momento concreto.

Procedimiento

La adaptación cultural y lingüística del CERQ-k para niños españoles se realizó siguiendo las pautas de adaptación de los tests de Muñiz, Elosua y Hambleton (2013). La versión final se administró inicialmente a un pequeño grupo de niños de 7 a 12 años ($n = 7$) para comprobar si los ítems se entendían bien y eran apropiados. No fue necesario hacer modificaciones. Se obtuvo el permiso de los directores de los colegios y el consentimiento informado por escrito de todos los padres de los niños incluidos en el estudio. Los participantes completaron la versión adaptada al español del CERQ-k y las otras medidas de ansiedad y depresión en grupos reducidos, de aproximadamente 10 niños. Un investigador permaneció en cada aula para leer en voz alta la información sobre el estudio, los ítems de los cuestionarios y resolver cualquier duda. La participación fue voluntaria y anónima. No se ofrecieron incentivos. Se obtuvo la aprobación ética del Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández.

Análisis de datos

En la primera etapa del proceso de validación del CERQ para niños en España, se examinó el modelo original de nueve factores mediante análisis factorial confirmatorio (CFA). La consistencia interna se estimó utilizando alfa ordinal. La estructura factorial y la consistencia interna del CERQ fueron examinadas usando el paquete Lavaan de R, versión 0.5-12 (BETA) (Rossem, 2012).

Además, se utilizaron estadísticos descriptivos para analizar las características de la muestra en el presente estudio. Se utilizó el coeficiente de correlación intraclass (ICC) para explorar la fiabilidad test-retest de la prueba, una submuestra ($n = 211$) que representó al 36,25% de la muestra total completó el cuestionario dos meses después de la primera aplicación. Se evaluó la validez convergente mediante correlaciones de Spearman (ρ) para examinar las relaciones entre el CERQ-k (puntuación total y puntuaciones de subescala) y las medidas de ansiedad (STAI-C) y depresión (CDI) utilizadas. Estos análisis estadísticos se realizaron utilizando SPSS v24.

Publicación 5. Versión española de Super Skills for Life: Impacto a corto y largo plazo de un protocolo de prevención transdiagnóstico dirigido a la ansiedad y depresión infantil (Objetivo 3)

Participantes

Este estudio siguió un diseño cuasi-experimental de un solo grupo, con medidas pre y post-test y al año de seguimiento. Participaron 119 niños de 8 a 12 años ($M = 9,39$; $DT = 1,26$). Todos ellos fueron reclutados en nueve colegios situados en la Provincia de Alicante (España) y recibieron la intervención en 2016. Los participantes fueron evaluados antes de la intervención (pre-test), inmediatamente después de recibir la intervención (post-test) y a los 12 meses después de la intervención (en el año 2017). En la línea base, 51 de los participantes eran niñas (42,9%). De los participantes, 42 (35,3%) tenían 8 años, 23 (19,1%) tenían 9 años, 24 (20,2%) tenían 10 años, 26 (21,9%) tenían 11 años y 4 (3,5%) tenían 12 años. Todos los participantes eran niños hispanohablantes, la mayoría de los cuales había nacido en España (96,8%), uno en los Estados Unidos (0,8%), uno en Austria (0,8%), uno en Polonia (0,8%) y uno en Rusia (0,8%). La clase socioeconómica media y alta predominó en esta muestra. El número medio de hermanos fue de 1,11 ($DT = 0,91$). En la evaluación post-test 112 niños (94,1% de

retención) completaron la batería de cuestionarios, mientras que en el seguimiento a un año la completaron 110 niños (92,4% de retención). La Figura 1 de la Publicación 5 muestra el número y porcentaje de niños que participaron en el estudio en cada una de las tres evaluaciones. Los criterios de inclusión fueron que los niños: a) estuvieran entre los cursos de 3º y 6º de educación primaria y b) alcanzaran o excedieran el punto de corte de cuatro en la subescala de síntomas emocionales (i.e., ansiedad y depresión) del Cuestionario de Capacidades y Dificultades - versión padres (SDQ-P) de Goodman (1997), que indica la presencia de síntomas elevados y riesgo de tener o desarrollar un trastorno de ansiedad y/o de depresión (Goodman, 2001). Los criterios de exclusión fueron que los niños a) tuvieran un diagnóstico psiquiátrico ya establecido o b) estuvieran recibiendo tratamiento psiquiátrico (farmacológico) o psicológico.

Instrumentos

En este estudio las variables a analizar se dividieron en primarias y secundarias. Las variables primarias, ansiedad y depresión, se midieron respectivamente mediante autoinformes como el SCARED (Birmaher et al., 1999) y el CDI (Kovacs, 1992). En relación a las variables secundarias, se analizó el impacto del programa en la interferencia de la ansiedad en la vida de los niños mediante el autoinforme CALIS-C (Lyneham et al., 2013), así como en diferentes dificultades (i.e., problemas de comportamiento, síntomas emocionales, hiperactividad/inatención y problemas con los compañeros) y atributos positivos como la conducta prosocial que mide el autoinforme SDQ (Goodman, 1997, 2001). La versión de padres del SDQ (SDQ-P) solamente se utilizó para la selección de participantes del estudio. Todos los instrumentos usados en este estudio han quedado descritos en apartados anteriores, por lo que se remite al lector a ellos para obtener una información más detallada (véase el subapartado Instrumentos de la Publicación 2 para el SDQ-P y de la Publicación 3 para el resto de instrumentos).

Adaptación cultural del Programa Super Skills for Life

En cuanto al proceso llevado a cabo para la adaptación cultural al español del programa Super Skills for Life (SSL), primeramente, la versión original del programa fue proporcionada por el equipo de SSL de la Universidad de Roehampton, Londres, Reino Unido. Posteriormente, dos traductores (Psicólogos) bilingües de la Universidad Miguel Hernández (España), tradujeron el programa original del inglés al español-europeo, y verificaron la traducción comparando las

versiones en inglés y español. Además, cinco psicólogos participaron en un grupo de expertos para asegurar una adaptación cultural del programa adecuada. Para comprobar que el programa estaba apropiadamente adaptado a la cultura española y que los niños españoles en edad escolar lo entendían bien, se realizó una prueba piloto en la institución de los autores con un grupo focal de ocho niños (de 8 a 12 años) (Publicación 5) y otro grupo focal formado por seis niños más pequeños (de 6 a 8 años) (Publicación 6), la participación fue voluntaria y los padres dieron previamente su consentimiento informado. El contenido y los componentes del programa original se mantuvieron, solamente se hicieron ligeras modificaciones (e.g., nombres de personajes, expresiones lingüísticas, ejemplos e ilustraciones) con el fin de facilitar la comprensión de los contenidos y mejorar la adaptación del protocolo a la cultura española. Los autores de la adaptación española del programa fueron asesorados y guiados durante todo el proceso de adaptación cultural e implementación del programa SSL por una de sus principales desarrolladoras, la Dra. Cecilia A. Essau. La adaptación cultural al español del programa queda descrita a través de las Publicaciones 5 y 6 de esta tesis doctoral.

Procedimiento

El Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández aprobó el estudio. Nueve colegios (públicos, privados y concertados) de educación primaria de la provincia de Alicante, sureste de España, fueron invitados a participar en este estudio y todos ellos aceptaron. El consentimiento de los directores de cada colegio se obtuvo después de celebrar con ellos una reunión donde se les explicó con detalle los objetivos y el procedimiento de la investigación. Los padres de los escolares de entre 8 y 12 años de edad fueron informados sobre el estudio a través de una carta enviada desde los colegios, en la cual se facilitaba un enlace a un formulario online. Los padres que estuvieron interesados en participar accedieron voluntariamente a dicho formulario, a través del cual proporcionaron datos sociodemográficos sobre sí mismos y sus hijos, y completaron el SDQ-P (Goodman, 1997). Los niños fueron seleccionados en base a las puntuaciones de la subescala de síntomas emocionales del SDQ-P y los otros criterios de inclusión/exclusión descritos más arriba (véase subapartado Participantes). Se celebraron reuniones en los diferentes colegios con los padres de los escolares seleccionados, en ellas se obtuvo el consentimiento informado de los padres para que sus hijos participaran en la intervención (98,4% de aceptación), tras proporcionarles información detallada acerca del estudio y del programa SSL.

Los niños que participaron en la intervención completaron una batería de cuestionarios (i.e., SCARED, CDI, CALIS-C y SDQ) antes de la primera sesión (pre-test), al final de la última sesión (post-test), y un año después de recibir la intervención. Los mismos aplicadores que llevaron a cabo el programa recolectaron los datos a través de cuestionarios en papel que los niños completaron individualmente con lápiz o bolígrafo. Además, un miembro del equipo de la investigación estuvo siempre presente en las evaluaciones como apoyo. Los participantes fueron informados de que podían dejar de participar en el programa cuando quisieran, ya que su participación era voluntaria, y que sus respuestas a los cuestionarios se tratarían de forma confidencial. En este estudio no hubo grupo control y todos los jóvenes que participaron recibieron la intervención.

Antes de la intervención, los aplicadores o implementadores del programa, seis psicólogos con un Máster en terapia psicológica con niños y adolescentes, fueron entrenados en el programa SSL en la institución de los autores a través de una formación intensiva de un día. Ésta incluyó una presentación del programa y de sus objetivos generales y específicos, así como una revisión de los contenidos de cada sesión y del procedimiento a seguir. Con el propósito de asegurar que el programa se implementara adecuadamente, durante el transcurso de la intervención se realizaron breves reuniones semanales con los aplicadores para conocer el funcionamiento de los grupos, resolver dudas, revisar aspectos importantes a tener en cuenta para la siguiente sesión e intercambiar materiales de trabajo. Al igual que se recoge en la Publicación 6, los aplicadores también registraron en la presente intervención datos relevantes acerca de las sesiones, como la asistencia y los contenidos trabajados en cada sesión, entre otros.

El programa SSL se realizó por la tarde en los colegios de los niños, como una actividad extraescolar. Las sesiones tuvieron lugar durante ocho semanas y se realizaron en pequeños grupos de entre 6 y 8 niños. La Tabla 1 de la Publicación 5 presenta la descripción del programa SSL, incluyendo los objetivos abordados durante las sesiones. Esta información también se puede encontrar traducida al español en la Tabla 2 incluida en el cuerpo de la tesis doctoral. Durante las sesiones, los aplicadores reforzaron continuamente el comportamiento positivo de los niños (e.g., asistencia y participación, hacer o intentar hacer las tareas para casa propuestas entre sesiones) a través del refuerzo social y del uso de pegatinas infantiles de diferentes tipos o poniendo sellos de colores en las hojas de actividades. Los padres recibieron información semanal por correo electrónico sobre las sesiones (i.e., objetivos abordados, ejercicios practicados, tareas asignadas para la próxima sesión, pautas) y al finalizar el programa se les informó de las mejoras observadas en sus hijos tras su participación según los resultados obtenidos en las evaluaciones pre y post-test.

Análisis de datos

Los análisis se realizaron utilizando SPSS v24. Antes de analizar la eficacia de la intervención, se analizó mediante regresión logística si los abandonos en este estudio (i.e., participantes que por alguna razón no completaron la evaluación post-test o de seguimiento pese a haber recibido el programa), estaban relacionados con variables sociodemográficas o con alguna de las variables de interés medidas en la línea base. También se calcularon estadísticos descriptivos para describir las características de la muestra de este ensayo. Se examinaron posibles diferencias en la línea base en las variables sociodemográficas y en las variables principales del estudio entre niños y niñas para comparar los cambios de la intervención por género. El tamaño del efecto de las diferencias en función del género encontradas se calculó utilizando el *d* de Cohen. La eficacia de la intervención en el post-test y en el seguimiento de 12 meses se evaluó utilizando ecuaciones de estimación generalizadas (GEE, por sus siglas en inglés) (Fitzmaurice, Laird y Ware, 2004; Liang y Zeger, 1986). Los participantes fueron la unidad de análisis y la variable centro fue controlada en todos los análisis. Se probaron cuatro hipótesis pre-especificadas: (1) un contraste comparó los cambios en las puntuaciones de la evaluación post-test y de seguimiento a los 12 meses con respecto a las puntuaciones de la evaluación pre-test (comparación intragrupo), (2) un contraste comparó los cambios en las puntuaciones de la evaluación post-test y de seguimiento a los 12 meses con respecto a las puntuaciones iniciales para las niñas (comparación intragrupo), (3) un contraste comparó los cambios en las puntuaciones de la evaluación post-test y de seguimiento a los 12 meses con respecto a las puntuaciones iniciales para los niños (comparación intragrupo), y (4) un contraste comparó las puntuaciones de la evaluación post-test y de la evaluación de seguimiento a los 12 meses para identificar si el programa tuvo un impacto diferente entre niñas y niños (comparación intergrupo). Se obtuvieron odds ratios ajustadas (AOR, por sus siglas en inglés) e intervalos de confianza (IC) del 95%. Los análisis se ajustaron por edad, género y colegio. Las diferencias entre niños y niñas en la línea base fueron controladas para las comparaciones intergrupales. Los análisis se realizaron utilizando una perspectiva *intent-to-treat*, incluyendo así los datos de todos los participantes, independientemente del número de sesiones a las que asistieron. Los niños que proporcionaron datos en la evaluación pre-test, así como en la evaluación post-test y/o en la evaluación de seguimiento al año fueron incluidos en los análisis. Además, en el estudio se estudió la progresión (en el post-test y en el seguimiento) de los niños que presentaban síntomas emocionales clínicamente significativos de ansiedad y/o depresión al inicio del estudio, para analizar así el impacto del programa SSL en la reducción de dichos síntomas en esta submuestra. Para ello, se estableció una puntuación de corte de 25 o más para la puntuación total del SCARED y de 19 o más para la puntuación total del CDI, en base a estudios previos que se indican en la Publicación 5 (ver en Anexos).

Publicación 6. Eficacia del programa Super Skills for Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles (Objetivo 3)

Participantes

En este estudio sobre la eficacia del programa Super Skills for Life (SSL) en niños pequeños se utilizó un diseño de ensayo controlado aleatorio grupal, siendo los colegios participantes la unidad de aleatorización. El estudio incluyó una muestra de 123 niños hispanohablantes de entre 6 y 8 años de edad ($M = 6,89$ años, $DT = 0,79$; 44,7% niñas) y sus padres. Los niños asistían a los cursos de primero (44,7%), segundo (34,1%) y tercero (21,2%) de educación primaria. Los participantes procedían de familias con un nivel socioeconómico medio-alto, y el 98,4% nacieron en España. Diez de los 12 colegios invitados a participar aceptaron ser incluidos en el estudio, todos ellos de zonas urbanas de la provincia de Alicante, sureste de España. Los colegios fueron asignados al azar a una de las dos condiciones experimentales: grupo de intervención (SSL) ($n = 5$) o grupo control (GC) en lista de espera ($n = 5$). Un total de 67 niños ($M = 6,88$, $DT = 0,80$; 50,7% mujeres) quedaron incluidos en el grupo SSL, y 56 ($M = 6,88$, $DT = 0,78$; 37,5% mujeres) en el GC. El presente ensayo se realizó en 2017. Los criterios de inclusión fueron que los participantes: a) tuvieran entre 6 y 8 años de edad y hablaran español, b) presentaran síntomas emocionales, lo cual se determinó usando el punto de corte de 4 o más en la subescala de síntomas emocionales del SDQ-P (Goodman, 2001), c) no estuvieran recibiendo tratamiento psicológico o psiquiátrico; y d) no presentaran problemas de desarrollo o dificultades graves de aprendizaje.

Instrumentos

En el presente estudio los padres (madre o padre) de cada participante evaluaron síntomas relacionados con ansiedad, depresión, interferencia de la ansiedad, dificultades generales a nivel emocional y conductual y comportamiento prosocial de sus hijos. Para ello, se utilizaron los siguientes instrumentos: SCAS-P (Nauta et al., 2004), MFQ-P (Angold et al., 1995), CALIS-P (Lyneham et al., 2013) y SDQ-P (Goodman, 1997, 2001). Las características de dichos instrumentos han quedado descritas previamente (véase el subapartado Instrumentos de la Publicación 2).

Procedimiento

En este estudio se utilizó la adaptación española del programa SSL, cuyo proceso de adaptación cultural se ha detallado previamente en esta tesis doctoral (véase el subapartado Adaptación cultural del Programa Super Skills for Life de la Publicación 5). Como también se mencionó anteriormente, el programa SSL fue probado de forma piloto mediante un grupo focal de seis niños de 6 a 8 años de edad. Esto se hizo con el fin de asegurar una adecuada adaptación cultural del programa a los niños españoles de este rango de edad.

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández. Los colegios participantes distribuyeron una carta a los padres con información sobre el estudio. Los padres (madre o padre) que estuvieron interesados accedieron a una batería de cuestionarios online y completaron la primera evaluación del estudio, que a su vez sirvió como cribado para la selección de los participantes. Los padres fueron informados previamente de los objetivos y el procedimiento de la investigación, de la confidencialidad de sus datos, y de que la participación era voluntaria. Los niños que cumplieron con los criterios de inclusión fueron seleccionados.

Los padres cuyos hijos estaban asignados al grupo de intervención asistieron a una reunión donde, tras proporcionarles toda la información sobre la intervención, dieron su consentimiento informado para que sus hijos participaran. Una vez finalizada la intervención, al cabo de ocho semanas, se pidió a los padres de los participantes en ambas condiciones experimentales que completaran de nuevo la misma batería de cuestionarios de forma online (post-test).

El programa SSL de ocho sesiones se implementó semanalmente, una sesión por semana, en el colegio de los participantes después de las horas de clase, como una actividad extraescolar. La aplicación se llevó a cabo por siete psicólogos con un Máster en Psicología, principalmente en terapia psicológica con niños y adolescentes. Los aplicadores completaron una formación intensiva de un día sobre el programa SSL en la institución de los autores, en la cual se abordaron los objetivos y contenidos de cada sesión del programa y el procedimiento a seguir a lo largo de la intervención. Además, se llevó a cabo un seguimiento semanal con todos los aplicadores mediante la celebración de reuniones que servían para resolver dudas, intercambiar materiales de trabajo, resaltar aspectos importantes de cada sesión y supervisar la adecuación de la aplicación en todo momento. Los aplicadores también registraron datos relevantes en cada sesión (e.g., asistencia, contenidos trabajados), lo que permitió verificar que el programa se implementaba según lo planificado. Las sesiones se realizaron en grupos compuestos por un número reducido de participantes (de 4 a 6 niños) y cada grupo estaba dirigido por un

solo aplicador. En la línea de lo descrito en la Publicación 5, en la presente intervención con niños escolares más pequeños, los aplicadores también trataron de generar un clima positivo y reforzante en las sesiones del programa, mediante el uso del refuerzo de tipo social (e.g., elogios, aplausos) y material (e.g., pegatinas infantiles, sellos de colores). Los padres también recibieron información semanal por correo electrónico sobre las sesiones, incluyendo información sobre objetivos abordados, actividades realizadas, tareas para la próxima sesión y algunas pautas a tener en cuenta. Al finalizar la intervención, los padres fueron informados acerca de las mejoras observadas en sus hijos después de su participación en el programa SSL.

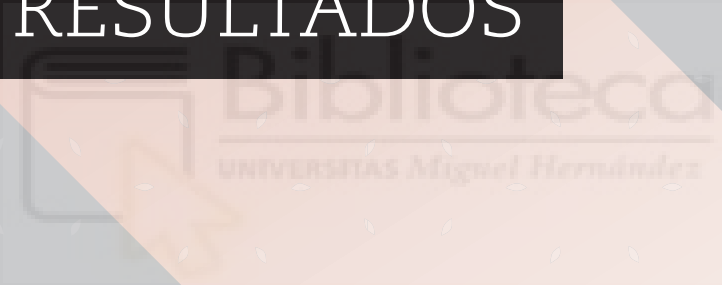
Análisis de datos

La equivalencia entre los grupos experimental y control en la línea base se determinó utilizando *t* de Student (variables cuantitativas) o tablas de contingencia (variables cualitativas). El tamaño del efecto de Cohen (1988) se estimó para las diferencias que resultaron estadísticamente significativas. El análisis de abandono se realizó mediante regresión logística, con el fin de identificar el perfil de los participantes que abandonaron. En este estudio los abandonos en el grupo SSL ($n = 7$) y GC ($n = 14$) se produjeron debido a que los padres no completaron la evaluación post-test cuando se les requirió. Los efectos de SSL en las variables principales analizadas se evaluaron mediante ecuaciones de estimación generalizadas (GEE), controlando por las medidas en la línea base, variables en las que diferían ambas condiciones experimentales en el pre-test, edad, género y centro de agrupación. La eficacia del programa fue examinada mediante la comparación de ambas condiciones experimentales. Cada variable se analizó mediante análisis independientes. Los individuos fueron la unidad de análisis, mientras que los centros fueron la unidad de aleatorización. Sólo se analizaron los casos que incluían datos pre-test y post-test. Los análisis se realizaron utilizando SPSS v25.



06

RESULTADOS



- A continuación, se describirán los resultados principales obtenidos en cada uno de los seis estudios que conforman la presente tesis doctoral.

Publicación 1. Una revisión sistemática de la estructura factorial y la fiabilidad de la Spence Children's Anxiety Scale (Objetivo 1)

Veintinueve estudios que examinaron la estructura factorial de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) fueron incluidos en la presente revisión sistemática: cuatro estudios utilizaron el análisis factorial exploratorio (EFA, en sus siglas en inglés), veinte utilizaron análisis factorial confirmatorio (CFA, en sus siglas en inglés), y cinco estudios utilizaron tanto EFA como CFA (véase la Tabla 1 de la Publicación 1).

Atendiendo a los nueve estudios que utilizaron EFA, dos de ellos fueron los estudios originales realizados con niños (Spence, 1998) y adolescentes (Spence et al., 2003) australianos, los cuales apoyaron la estructura de seis factores correlacionados: pánico y agorafobia (PA), fobia social (SP), ansiedad por separación (SAD), ansiedad generalizada (GAD), miedos específicos (PIF) y trastorno obsesivo-compulsivo (OCD). Un estudio realizado con una muestra griega (Mellon y Moutavelis, 2007) también apoyó la solución original de seis factores, pero en los seis estudios restantes se encontró una estructura diferente. Así, en muestras alemanas (Essau et al., 2008) y españolas (Tortella-Feliu, Balle, Servera y García de la Banda, 2005), se encontró una estructura de seis factores pero ligeramente diferente del modelo original; el estudio con la muestra alemana incluyó dos factores sobre la fobia social pero ninguno sobre miedos específicos, mientras que el estudio español incluyó dos factores sobre miedos específicos pero ninguno sobre el trastorno de ansiedad generalizada. Los estudios realizados con muestras de Alemania (Essau, Muris y Ederer, 2002), China (Essau et al., 2008) y Japón (Ishikawa et al., 2009) apoyaron un modelo de cinco factores, mientras que el estudio desarrollado con una muestra de Sudáfrica encontró que una solución de cuatro factores proporcionaba el mejor ajuste (Muris et al., 2002b).

Con respecto a los 25 estudios que usaron CFA, 21 apoyaron el modelo original de seis factores (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003). Específicamente, catorce estudios encontraron apoyo para el modelo original de seis factores correlacionados; dos estudios apoyaron el modelo original de seis factores correlacionados que cargan en un factor de orden superior (i.e., seis factores de primer orden correlacionados que cargan en un único factor de segundo orden,

éste último representa una dimensión de ansiedad general), y cinco estudios apoyaron ambos modelos. En una muestra alemana (Essau et al., 2008), se encontró que una estructura de seis factores diferente al modelo original tenía un ajuste aceptable. Además, un modelo de cinco factores se ajustaba mejor a los datos para muestras de China (Essau et al., 2008), Japón y Alemania (Essau, Sakano, Ishikawa y Sasagawa, 2004) (Tabla 1 de la Publicación 1).

Por otro lado, un total de 32 estudios revisados, reportados en 29 artículos, examinaron la consistencia interna de la SCAS representando un tamaño muestral de 29.350 niños y adolescentes con una edad media de 12,5 años. Las muestras procedían de Australia, China, Europa (Bélgica, Bulgaria, Chipre, Inglaterra, Alemania, Grecia, Italia, España, Suecia y los Países Bajos), Irán, Japón, Sudáfrica, Sudamérica (Brasil, Colombia y México) y Estados Unidos. El sesgo de publicación se analizó mediante la prueba de Egger y el resultado no detectó la existencia de sesgo de publicación ($Z = 1,77$ ($p = 0,08$)). Se calculó el coeficiente alfa medio para cada subescala y para la puntuación total de la SCAS (véase la Tabla 2 de la Publicación 1), que constituye el modelo básico de este estudio. Se comprobó que la SCAS tiene una fiabilidad media excelente, con un valor alfa medio de 0,92. El alfa de Cronbach para las subescalas osciló entre 0,70 y 0,80, excepto para la subescala que mide miedos específicos (PIF, en sus siglas en inglés) que presentó el coeficiente más bajo ($\alpha = 0,64$).

También se analizó la homogeneidad de los resultados; la probabilidad asociada al valor Q fue inferior a 0,001, sugiriendo que la fiabilidad de la SCAS era muy heterogénea entre los estudios, así como la necesidad de realizar un análisis de moderadores. Así, en primer lugar, se estimó la fiabilidad media de las seis subescalas y la puntuación total de la SCAS (redondeada a la unidad) para las diferentes medias de edad incluidas en el estudio y se realizaron análisis de metarregresión para determinar la influencia de la edad en los valores alfa. Los valores de los coeficientes de regresión para cada subescala y la puntuación total de la SCAS fueron los siguientes: SAD = -0,001 ($p = 0,56$), OCD = 0,002 ($p = 0,002$), SP = 0,002 ($p = 0,11$), PA = 0,003 ($p < 0,001$), PIF = 0,015 ($p < 0,001$), GAD = 0,005 ($p < 0,001$) y puntuación total de la SCAS = 0,003 ($p < 0,001$). Como se observa en la Tabla 3 de la Publicación 1, la fiabilidad fue muy similar en todas las medias de edad analizadas, excepto en la media de edad de 9 años donde se encontró una menor fiabilidad. En segundo lugar, se estimó la fiabilidad media de cada subescala y de la puntuación total de la SCAS para cada país (Tabla 4 de la Publicación 1). La fiabilidad presentaba una gran variabilidad entre países. Sin embargo, la fiabilidad media de la SCAS osciló entre moderada y alta en todos los países analizados. En tercer lugar, se utilizaron como moderadores las siguientes variables: el porcentaje de niñas, el tamaño de la muestra, la puntuación media

en las subescalas y la desviación estándar de las mismas (ver Tabla 5 de la Publicación 1). En los resultados se observa que la fiabilidad media es mayor en comparación con el modelo básico cuando se controlan el porcentaje de niñas, el tamaño de la muestra y la puntuación media, por lo que dichas variables influyen favorablemente. No obstante, la fiabilidad media disminuye cuando se incluye la desviación estándar de la puntuación media.

Publicación 2. Validación de la versión de padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para niños españoles (Objetivo 2)

De forma previa al análisis factorial confirmatorio (CFA) se calcularon estadísticos descriptivos de cada ítem de la SCAS-P (Tabla 1 de la Publicación 2). De los cuatro modelos factoriales que se examinaron, en base al estudio original de la SCAS-P (Nauta et al., 2004) y hallazgos previos con la versión de autoinforme de la SCAS (Spence, 1997), el modelo 3 (i.e., seis factores correlacionados) mostró el mejor ajuste para los datos de la muestra española de acuerdo con los criterios iniciales establecidos (Tabla 2 de la Publicación 2). Las cargas factoriales de este modelo oscilaron entre 0,23 y 0,92 (Tabla 3 de la Publicación 2). El ajuste del modelo 4 (i.e., seis factores correlacionados y un factor de orden superior) también se consideró adecuado, aunque su ajuste no fue tan bueno en comparación con el Modelo 3 ya que el CFI fue inferior y el RMSEA superior.

La consistencia interna de la SCAS-P se calculó mediante el coeficiente alfa ordinal (Tabla 1 de la Publicación 2), obteniendo un coeficiente para la puntuación total de 0,91. La fiabilidad encontrada para las subescalas osciló entre 0,58 (miedos específicos; PIF) y 0,81 (pánico/agorafobia; PA). En cuanto a la fiabilidad test-retest, se obtuvo un coeficiente de 0,79 para la puntuación total, oscilando entre 0,65 y 0,82 para las subescalas, tras un período de ocho semanas.

La Tabla 4 de la Publicación 2 muestra las correlaciones de Pearson entre las subescalas de la SCAS-P, que oscilaron entre 0,16 y 0,58. Las correlaciones más altas se encontraron entre las subescalas de ansiedad generalizada y pánico/agorafobia y entre ansiedad generalizada y ansiedad por separación. Las correlaciones entre las subescalas y la puntuación total oscilaron entre 0,54 y 0,81.

Por su parte, se examinó la validez de criterio de la SCAS-P, mediante correlaciones de Spearman, entre la SCAS-P y las demás medidas utilizadas en este estudio: CALIS-P, MFQ-P y SDQ-P (subescala prosocial y subescalas de problemas internalizantes y externalizantes) (Tabla 5 de la Publicación 2). Los resultados mostraron correlaciones moderadas entre la puntuación total de la SCAS-P y otras medidas de ansiedad y depresión (MFQ-P, CALIS-P, subescala de problemas internalizantes del SDQ-P), oscilando entre 0,52 y 0,60. Por otra parte, se encontraron correlaciones menores o negativas entre la puntuación total de la SCAS-P y otras medidas teóricamente no relacionadas (subescalas prosocial y subescala de problemas externalizantes del SDQ-P), que oscilaron entre -0,27 y 0,19.

Por último, la comparación de medias de la SCAS-P indicó que las niñas obtuvieron puntuaciones más altas en ansiedad por separación, miedos específicos, fobia social y ansiedad generalizada que los niños, sin embargo, dichas diferencias no resultaron estadísticamente significativas. La puntuación total de la SCAS-P también fue mayor en niñas ($M = 25,06$, $DT = 11,15$) que en niños ($M = 24,34$, $DT = 12,44$), pero las diferencias no fueron significativas. En relación a las diferencias en las puntuaciones en función de la edad, los resultados mostraron que la edad no estaba relacionada con los síntomas de ansiedad en esta muestra, excepto para las subescalas de ansiedad generalizada ($r = 0,17$; $p = 0,01$) y pánico/agorafobia ($r = 0,15$; $p = 0,001$). Sin embargo, las correlaciones entre la edad y ambas subescalas fueron pequeñas.

Publicación 3. Validación española de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Propiedades psicométricas, estructura factorial e invarianza factorial a través del género (Objetivo 2)

Antes de realizar el análisis factorial confirmatorio (CFA) para examinar el modelo original de dos factores de la CALIS-C en la muestra española, se analizaron diferentes estadísticos descriptivos de los ítems (Tabla 1 de la Publicación 3). Las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a 0,35 en la muestra total y también en las submuestras masculina y femenina. Todos los ítems se mantuvieron porque la eliminación de cualquier ítem no incrementó el alfa ordinal significativamente.

Tal y como propusieron los autores de la CALIS-C (Lyneham et al., 2013), el CFA apoyó un modelo de dos factores para los datos de la muestra española. Los índices de ajuste mostraron un

buen ajuste del modelo a los datos: $\chi^2(26) = 70,49$, $\chi^2/df = 2,71$, CFI = 0,97, TLI = 0,96, RMSEA = 0,05 (IC 90%: 0,05; 0,08), lo que apoya la idoneidad del modelo (Hu y Bentler, 1999). La versión española de la CALIS-C se compone de los mismos dos factores que la versión original: interferencia fuera del hogar (5 ítems) e interferencia en el hogar (4 ítems), mostrando todos los ítems cargas superiores a 0,40, excepto para dos ítems que mostraron cargas factoriales de 0,32 y 0,39 (Tabla 2 de la Publicación 3).

La CALIS-C mostró una buena consistencia interna, obteniendo un alfa ordinal de 0,88 para la puntuación total, 0,85 para la subescala interferencia fuera del hogar, y 0,82 para la subescala interferencia en el hogar. Al analizar la consistencia interna por género, los coeficientes también fueron buenos, con un alfa ordinal para la puntuación total y la subescala de interferencia fuera del hogar más alto para los niños que para las niñas (Tabla 3 de la Publicación 3). Las correlaciones entre las dos subescalas CALIS-C fueron calculadas ($r = 0,60$; $p < 0,001$), así como la correlación de cada subescala con la puntuación total ($r = 0,89$ para ambas subescalas, $p < 0,001$). Se encontraron correlaciones de moderadas a fuertes entre las subescalas y la puntuación total cuando se analizaron los datos de niños y niñas por separado (Tabla 4 de la Publicación 3). La estabilidad temporal de la CALIS-C se calculó utilizando una submuestra de 216 niños (64,28% de retención). Los ICC del test-retest fueron de 0,51 para la puntuación total, 0,44 para la subescala de interferencia fuera del hogar y 0,55 para la subescala de interferencia en el hogar. En base a Fleiss (1986), estos coeficientes test-retest pueden ser considerados entre aceptables y buenos.

La validez convergente se examinó a través de las correlaciones entre la puntuación total de la CALIS-C y sus subescalas con medidas de síntomas internalizantes (puntuación total del SCARED y CDI, y la subescala de problemas internalizantes del SDQ). Los análisis mostraron correlaciones positivas significativas, de bajas a moderadas, que apoyan la validez convergente de la escala. Las correlaciones más bajas se encontraron entre la subescala de interferencia fuera del hogar, la puntuación total del CDI y la medida de problemas internalizantes del SDQ; mientras que las correlaciones más altas se encontraron entre las puntuaciones de la CALIS-C y la medida de ansiedad (SCARED). La validez divergente fue apoyada por una baja correlación entre la CALIS-C y la medida de problemas externalizantes del SDQ. Además, se encontraron correlaciones negativas entre la CALIS-C y la subescala de comportamiento prosocial del SDQ, sugiriendo que cuanto menor es la interferencia de la ansiedad en la vida del niño, mayor es el comportamiento prosocial (Tabla 5 de la Publicación 3).

La invarianza factorial a través del género se examinó con la finalidad principal de proporcionar pruebas adicionales de la validez de constructo de la versión española de la CALIS-C. La Tabla 6 de la Publicación 3 muestra los índices de ajuste para los modelos de invariabilidad en función del género. Los resultados revelaron que la versión española de la CALIS-C alcanzó un nivel de estricta invariabilidad factorial entre niños y niñas. De forma que la estructura de dos factores de la versión española de la CALIS-C se mantiene invariable respecto al género, siendo por tanto una medida adecuada para su aplicación en niños y niñas.

Se analizaron las diferencias en las puntuaciones de la CALIS-C por género y edad. Aunque las medias de la puntuación total y las subescalas de la CALIS-C fueron ligeramente superiores para los niños que para las niñas (Tabla 3 de la Publicación 3), no se encontraron diferencias significativas en función del género en la puntuación total de la CALIS-C ($z = -1,21$; $p = 0,20$) y sus subescalas: interferencia fuera del hogar ($z = -1,58$; $p = 0,11$) e interferencia en el hogar ($z = -0,92$; $p = 0,35$). Tampoco se encontró relación entre la edad de los participantes y las puntuaciones de la CALIS-C ($ps > 0,05$).

Publicación 4. Adaptación española y propiedades psicométricas de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (Objetivo 2)

El análisis factorial confirmatorio (CFA) realizado en la muestra española ($N = 582$) apoyó un modelo de nueve factores que coincide con la versión original del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version (CERQ-k) (Garnefski et al., 2007). De acuerdo con los criterios de Hu y Bentler (1999), el CFA mostró un ajuste adecuado ($CFI = 0,94$, $TLI = 0,93$, $RMSEA = 0,05$ (0,052, 0,058)) con índices superiores a 0,90 (CFI y TLI) e inferiores a 0,08 ($RMSEA$). Los factores de la versión española del CERQ-k son los mismos que los nueve propuestos por los autores originales, cada uno compuesto por 4 ítems: aceptación, reenfoque positivo, planificación, poner en perspectiva, reevaluación positiva, autoculpabilización, rumiación, culpar a otros y catastrofización. Todos los ítems mostraron cargas factoriales iguales o superiores a 0,50, con la excepción de los ítems 18, 19 y 31 (las cargas factoriales fueron 0,49, 0,47 y 0,46, respectivamente) (Tabla 1 de la Publicación 4).

Las correlaciones ítem-total corregidas de los ítems de la versión española del CERQ-k oscilaron entre 0,22 y 0,68, lo que en líneas generales sugiere un funcionamiento adecuado de los ítems. Todas las correlaciones estuvieron por encima de 0,30, con la excepción de un ítem (ítem 20). Puesto que la eliminación de cualquier ítem no incrementó significativamente el alfa ordinal, todos los ítems del cuestionario se mantuvieron. La Tabla 2 de la Publicación 4 muestra los alfas ordinales, puntuaciones medias, desviaciones típicas y rangos de puntuaciones que se obtuvieron para cada cuestionario utilizado en este estudio.

El CERQ-k demostró una consistencia interna aceptable con coeficientes para las nueve subescalas que oscilaron entre 0,56 (aceptación) y 0,75 (reenfoque positivo). Sin embargo, a excepción de la subescala aceptación, los coeficientes alfa para el resto de subescalas oscilaron entre 0,65 y 0,75 (Tabla 2 de la Publicación 4). Se calcularon las correlaciones de Spearman entre los nueve factores, y se encontraron valores bajos que iban desde -0,01 (culpar a otros y reevaluación positiva) hasta 0,54 (planificación y reevaluación Positiva). La mayoría de estas correlaciones fueron significativas ($p < 0,01$) (Tabla 3 de la Publicación 4). Con el fin de examinar la fiabilidad test-retest, una submuestra de 211 niños (36,25% de la muestra) completó de nuevo el CERQ-k tras un período de ocho semanas, en base a lo realizado por Domínguez-Sánchez et al. (2013) en la validación española del CERQ para adultos. Los coeficientes que se calcularon para explorar la fiabilidad test-retest (ICC) fueron por lo general aceptables, oscilando entre 0,54 (aceptación) y 0,70 (rumiación). El coeficiente test-retest para la puntuación total de la escala fue adecuado (ICC = 0,74).

Para evaluar la validez convergente del CERQ-k, se utilizó una submuestra de 278 niños (47,76% de la muestra). Se encontró evidencias de validez convergente a través de correlaciones negativas significativas entre la medida de depresión (CDI) y las estrategias de regulación emocional cognitiva (REC) adaptativas de planificación y reenfoque positivo; y de correlaciones positivas significativas entre el CDI y la medida de ansiedad utilizada (STAI-C) con las estrategias REC menos adaptativas (i.e., culpar a otros, autoculpabilización, catastrofización y rumiación). De esta forma, los resultados sugirieron que un mayor uso de las estrategias REC menos adaptativas se relacionaba con niveles más altos de sintomatología ansiosa y depresiva. Sin embargo, un mayor uso de las estrategias REC adaptativas de planificación y reenfoque positivo se relacionaba con niveles más bajos de síntomas depresivos.

Publicación 5. Versión española de Super Skills for Life: Impacto a corto y largo plazo de un protocolo de prevención transdiagnóstico dirigido a la ansiedad y depresión infantil (Objetivo 3)

La Figura 1 de la Publicación 5 ilustra el flujo de participantes del estudio. Las tasas de retención fueron del 94,1% y 92,4% en la evaluación post-test y en la evaluación de seguimiento a los 12 meses, respectivamente. Los resultados de la regresión logística indicaron que los abandonos en este estudio no estuvieron relacionados con las variables sociodemográficas (i.e., edad y género) ni con las variables principales medidas en el estudio (incluyendo síntomas de depresión y ansiedad). La asistencia media de los niños a las sesiones del programa SSL fue de 7,26 sesiones, indicando este dato que la asistencia promedio fue alta. Así, de los niños que recibieron la intervención, el 84% ($n = 100$) asistieron a 7 u 8 sesiones (casi todas o todas las sesiones).

Características de la muestra

La prueba *t* para muestras independientes indicó que no había diferencias entre niños y niñas en las variables sociodemográficas o en las variables principales del estudio, con la excepción de que las niñas fueron más propensas a reportar síntomas emocionales que los niños ($p = 0,02$; $d = 0,10$) y los niños fueron más propensos a presentar problemas de conducta que las niñas ($p = 0,01$; $d = 0,60$); ambas variables donde se hallaron diferencias se midieron con el SDQ. Las Tablas 2 y 3 de la Publicación 5 proporcionan las medias marginales de la línea base, del post-test y del seguimiento al año para las variables primarias y secundarias (respectivamente) del estudio, por género y para la muestra general.

Al inicio del estudio, 77 de los 119 niños presentaban síntomas clínicamente significativos de ansiedad y/o depresión (65,3%); el resto de los niños eran sintomáticos, pero exhibían puntuaciones por debajo de los puntos de corte establecidos.

Por su parte, las Tablas 4 y 5 de la Publicación 5 muestran el impacto del programa en las variables primarias y secundarias (respectivamente) después de la intervención (post-test) y en el seguimiento a un año. A continuación, se expone un resumen de los resultados obtenidos.

Cambios entre las puntuaciones pre-test y post-test

Los análisis indicaron que, en comparación con el pre-test, hubo un impacto positivo y significativo del programa en 10 de las 18 variables primarias y secundarias analizadas en el post-test en la muestra general:

Variables primarias

Después de la intervención, los participantes reportaron puntuaciones significativamente más bajas para las medidas de depresión ($p = 0,001$), disforia ($p = 0,001$) y autoestima negativa ($p < 0,05$) del CDI, y de ansiedad generalizada ($p < 0,05$) y ansiedad por separación ($p < 0,05$) del SCARED, en comparación con las puntuaciones pre-test. Las puntuaciones post-test de ansiedad (i.e., puntuación total del SCARED) y ansiedad social disminuyeron, aunque el efecto solo se aproximó a la significación ($ps = 0,08$). No se encontraron reducciones significativas en las puntuaciones post-test para los síntomas de pánico y ansiedad escolar del SCARED (Tabla 4 de la Publicación 5).

Variables secundarias

En comparación con la línea base, los participantes reportaron puntuaciones significativamente más bajas en el post-test en las medidas de interferencia de la ansiedad, tanto en la puntuación total de interferencia como en la interferencia dentro y fuera del hogar ($ps < 0,05$) de la CALIS-C; y en las medidas de dificultades totales y síntomas emocionales ($ps < 0,05$) del SDQ. No se encontraron reducciones significativas en las puntuaciones post-test para las otras variables secundarias medidas (i.e., hiperactividad/inatención, problemas de conducta, problemas con los compañeros y conducta prosocial) (Tabla 5 de la Publicación 5).

Cambios entre las puntuaciones pre-test y las del seguimiento a 12 meses

Los análisis indicaron que, en comparación con el pre-test, hubo un impacto significativamente positivo del programa en 15 de las 18 variables primarias y secundarias analizadas en el seguimiento del estudio en la muestra general:

Variables primarias

En comparación con el pre-test, los participantes reportaron 12 meses después de la intervención puntuaciones significativamente más bajas en las medidas de depresión ($p \leq$

0,001), disforia ($p \leq 0,001$), autoestima negativa ($p \leq 0,001$), ansiedad ($p < 0,01$), pánico ($p < 0,01$), ansiedad por separación ($p \leq 0,001$), ansiedad social ($p < 0,05$) y ansiedad escolar ($p \leq 0,001$). De todas las variables primarias medidas, solo la reducción en los síntomas de ansiedad generalizada no resultó significativa en el seguimiento (Tabla 4 de la Publicación 5).

Variables secundarias

En comparación con el pre-test, los participantes reportaron 12 meses después de la intervención puntuaciones significativamente más bajas en las medidas de interferencia de la ansiedad ($ps \leq 0,001$), dificultades totales ($p \leq 0,001$), síntomas emocionales ($p = 0,001$), problemas de conducta ($p = 0,001$) y problemas con los compañeros ($p \leq 0,001$). Las únicas variables secundarias que no mostraron una mejoría significativa en el seguimiento fueron hiperactividad/inatención y comportamiento prosocial (Tabla 5 de la Publicación 5).

Reducción de los síntomas clínicamente significativos de ansiedad y depresión

En la evaluación pre-test, más de la mitad de los participantes presentaron síntomas clínicamente significativos de ansiedad y/o depresión ($n = 77$; 65,3%). El porcentaje de niños que presentaron síntomas clínicamente significativos disminuyó en la evaluación post-test ($n = 53$; 47,3%) y en la evaluación del seguimiento a los 12 meses ($n = 45$; 40,9%), mostrando así una tendencia a disminuir a lo largo del tiempo y una mayor reducción en el seguimiento.

Evaluación del impacto de la intervención en función del género

En el post-test, los niños mostraron puntuaciones más altas que las niñas en dificultades totales (SDQ) [AOR (IC 95%) = 9,34 (1,32; 65,77); $p = 0,01$], ansiedad por separación (SCARED) [AOR (IC 95%) = 0,26 (0,07; 0,88); $p = 0,03$], y síntomas emocionales (SDQ) [AOR (IC 95%) = 2,59 (1,08; 6,25); $p = 0,03$]. En el seguimiento a los 12 meses, no se encontraron diferencias en función del género en las variables analizadas.

Los cambios en las variables primarias y secundarias también se analizaron por separado para niñas y niños; los resultados se presentan en las Tablas 4 y 5 de la Publicación 5. Para las niñas, la intervención afectó positivamente a 10 y 13 de las 18 variables analizadas en la evaluación post-test y en el seguimiento de 12 meses, respectivamente. Para los niños, la intervención afectó a 3 y 13 de las 18 variables analizadas en la evaluación post-test y en el seguimiento de

12 meses, respectivamente. Así, el impacto del programa SSL en niños y niñas a largo plazo fue similar, siendo además superior respecto al corto plazo (post-test).

Atendiendo al impacto de la intervención en las variables primarias al año de seguimiento, se hallaron disminuciones significativas en las puntuaciones de la mayoría de las variables (i.e., depresión, disforia, autoestima negativa, ansiedad, ansiedad por separación y ansiedad escolar) tanto para las niñas como para los niños, excepto en la medida de síntomas de ansiedad generalizada ($ps > 0,05$). Las reducciones de las puntuaciones de ansiedad social fueron significativas para las niñas pero no para los niños, y las reducciones de las puntuaciones de pánico fueron significativas para los niños pero no para las niñas (Tabla 4 de la Publicación 5). Con respecto al impacto de la intervención en las variables secundarias en el seguimiento a un año, se encontraron mejoras significativas en la mayoría de las variables secundarias tanto para las niñas como para los niños (i.e., interferencia de la ansiedad incluyendo dentro y fuera del hogar, dificultades totales, síntomas emocionales y problemas con los compañeros), excepto para problemas de conducta, hiperactividad/inatención y conducta prosocial ($ps > 0,05$) (Tabla 5 de la Publicación 5).

Publicación 6. Eficacia del programa Super Skills for Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles (Objetivo 3)

La figura 1 de la Publicación 6 ilustra el flujo de participantes durante la investigación. Con respecto a la validez externa, no hubo diferencias en las variables edad ($p = 0,42$) y género ($p = 0,50$) entre los participantes cuyos padres no completaron la evaluación post-test cuando se les requirió y los participantes cuyos padres sí proporcionaron los datos de la evaluación post-test. Además, entre estos grupos no se encontraron diferencias en las principales variables analizadas en el estudio: SCAS-P ($p = 0,89$), SDQ-P ($p = 0,47$), CALIS-P ($p = 0,35$) y MFQ-P ($p = 0,68$). Con respecto a la validez interna, se encontraron diferencias estadísticamente significativas en la tasa de retención de niños en el post-test entre el grupo de intervención (SSL) y el grupo control (GC) en lista de espera ($p = 0,03$). La tasa de retención fue más alta en el grupo SSL (89,6%) en comparación con el GC (75%), como se muestra en la Figura 1 de la Publicación 6. Sin embargo, las diferencias entre ambas condiciones experimentales en la tasa de pérdida muestral no estuvieron relacionadas con las variables edad y género, ni con las principales variables analizadas en este estudio: SCAS-P ($p = 0,82$), SDQ-P ($p = 0,40$), CALIS-P

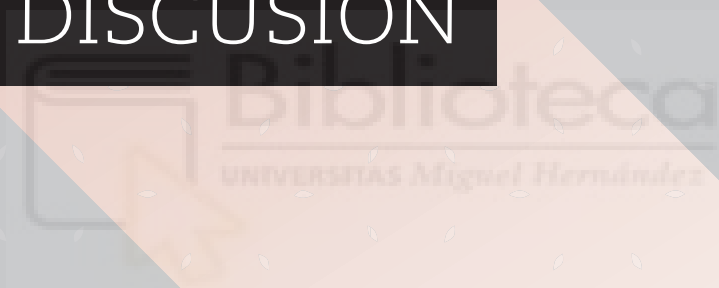
($p = 0,10$) y MFQ-P ($p = 0,42$). En promedio, la asistencia de los niños a las sesiones SSL fue alta (M sesiones asistidas = 7; $DT = 1$). De los niños que recibieron la intervención, el 82,1% ($n = 55$) asistieron a 7 u 8 sesiones (casi todas o todas las sesiones).

En la línea base, ambos grupos experimentales mostraron ser equivalentes en términos de variables sociodemográficas, excepto en el nivel de estudio de los padres ($\chi^2 = 11,92$, $p < 0,01$). En el grupo SSL, hubo un mayor porcentaje de padres con educación superior que en el GC (58,2% vs. 41,1%); mientras que en el GC hubo un mayor porcentaje de padres con educación secundaria en comparación con el grupo SSL (46,4% vs. 17,9%) (Tabla 1 de la Publicación 6). Las dos condiciones experimentales no difirieron en las variables principales del estudio medidas en la evaluación pre-test, excepto en los síntomas emocionales medidos a través del SDQ-P ($t = 2,52$; $p = 0,01$; $d = 0,51$), en la interferencia de la ansiedad en el hogar medida a través de la CALIS-P ($t = 2$; $p = 0,04$; $d = 0,40$) y la sintomatología depresiva medida a través del MFQ-P ($t = 2,28$; $p = 0,02$; $d = 0,46$). Los niños del grupo SSL mostraron puntuaciones más altas en síntomas emocionales, mayor interferencia de ansiedad en el hogar, y mayor sintomatología depresiva que los niños del GC. Aunque el tamaño del efecto de estas diferencias fue moderado (Cohen, 1988), las variables fueron controladas en los análisis de eficacia de la intervención. Con respecto a las puntuaciones de ansiedad (puntuación total de la SCAS-P), se alcanzaron puntuaciones medias de moderadas a elevadas en ambas condiciones experimentales, ligeramente más altas para el grupo SSL ($M = 28,89$, $DT = 12,96$) que para el GC ($M = 26,66$, $DT = 10,38$) aunque la diferencia no fue significativa ($p = 0,20$). La Tabla 2 de la Publicación 6 muestra las puntuaciones medias y las desviaciones típicas, antes y después de la intervención, para cada condición experimental.

La Tabla 3 de la Publicación 6 muestra los efectos del programa SSL en las variables analizadas. Después de la intervención, en comparación con el GC, los participantes del grupo SSL mostraron reducciones significativas en las puntuaciones de síntomas emocionales (subescala del SDQ-P) ($p < 0,05$), ansiedad global (puntuación total de la SCAS-P) ($p = 0,01$), interferencia de ansiedad en el hogar (subescala de la CALIS-P) ($p = 0,01$), depresión (MFQ-P) ($p < 0,01$), miedos específicos ($p < 0,01$) y ansiedad social ($p < 0,05$) (subescalas de la SCAS-P).

| 07

DISCUSIÓN



■ El primer objetivo de la presente tesis doctoral consistió en profundizar en el análisis de la fiabilidad y la estructura factorial de un instrumento extensamente utilizado a nivel internacional para la evaluación de la ansiedad infantil, como es la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS; Spence, 1997). Este objetivo se abordó a través del primer estudio (Publicación 1), que consistió en una revisión sistemática sobre la SCAS, incluyendo un estudio meta-analítico sobre su fiabilidad y una revisión sistemática con síntesis narrativa de los estudios que analizan la estructura factorial de la escala. Se incluyeron 29 y 32 estudios que examinaron la estructura factorial y la consistencia interna de la SCAS, respectivamente. Los resultados del estudio meta-analítico mostraron que este instrumento posee una fuerte consistencia interna, la cual resultó estar influenciada por diferentes moderadores. Además, la revisión sistemática indicó que el modelo original de seis factores de la SCAS estaba respaldado por la mayoría de los estudios examinados. El segundo objetivo de la tesis doctoral se abordó a través de tres estudios (Publicaciones 2, 3 y 4) y consistió en validar en población española instrumentos para la evaluación de ansiedad infantil (Spence Children's Anxiety Scale - parent version, SCAS-P; Nauta et al., 2004) y variables relacionadas como son la interferencia de la ansiedad en la vida de los niños (Child Anxiety Life Interference Scale - child report, CALIS-C; Lyneham et al., 2013) y las estrategias de regulación emocional cognitiva que emplean los niños para afrontar sucesos negativos o estresantes que han experimentado (Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version, CERQ-k; Garnefski et al., 2007). En su conjunto, los resultados apoyaron el uso de los tres instrumentos en niños españoles, mostrando que poseen buenas propiedades psicométricas en términos de fiabilidad y validez. El tercer y último objetivo de la tesis doctoral fue evaluar la eficacia a corto y largo plazo de la versión adaptada al español del protocolo de prevención transdiagnóstico Super Skills for Life (SSL; Essau y Ollendick, 2013) para la reducción de síntomas de ansiedad y depresión en niños en edad escolar, de entre 6 y 12 años. Este objetivo se abordó a través del quinto (Publicación 5) y sexto estudio (Publicación 6) de esta tesis, cuyos resultados mostraron que los participantes que recibieron la intervención mejoraron significativamente sus síntomas de ansiedad y depresión, y otros problemas o dificultades que se evaluaron (e.g., interferencia relacionada con la ansiedad). Por lo que estos estudios proporcionaron apoyo inicial al uso del programa SSL con niños españoles en edad escolar que presenten síntomas de ansiedad y/o depresión, mostrando que a corto y largo plazo puede tener un impacto positivo. A continuación, se discuten pormenorizadamente los resultados obtenidos en cada uno de los estudios incluidos en esta tesis doctoral.

Publicación 1. Una revisión sistemática de la estructura factorial y la fiabilidad de la Spence Children's Anxiety Scale (Objetivo 1)

El presente estudio es el primero en examinar la estructura factorial de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) mediante una revisión sistemática con síntesis narrativa, y su fiabilidad mediante un meta-análisis. Esta investigación abordó tres objetivos específicos: 1) determinar en qué medida la estructura factorial original de seis factores es apoyada a nivel internacional, 2) estimar la fiabilidad media de la puntuación total de la SCAS y de sus seis subescalas, y 3) realizar un análisis de moderadores de la fiabilidad de la SCAS.

En primer lugar, los hallazgos mostraron que el modelo original de seis factores correlacionados fue el más apoyado, seguido por el modelo original de seis factores correlacionados que cargan en un factor de orden superior (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003). El porcentaje más alto de varianza explicada (47%) se reportó para la solución de seis factores por los estudios originales con niños y adolescentes australianos (Spence, 1998; Spence et al., 2003), y el porcentaje más bajo de varianza explicada (38.5%) se encontró para la solución de cuatro factores en un estudio realizado en una muestra de niños sudafricanos (Muris et al., 2002b). Los resultados de esta revisión sistemática mostraron que el modelo original de seis factores ha sido apoyado en estudios de dieciséis países (Alemania, Australia, Brasil, Bulgaria, China, Colombia, Chipre, España, Inglaterra, Grecia, Irán, Italia, Japón, México, Suecia y los Países Bajos), sugiriendo que es un modelo válido para evaluar los síntomas de ansiedad en niños y adolescentes de diferentes entornos culturales. Los resultados proporcionaron así un fuerte apoyo al modelo original propuesto por Spence (1997, 1998) y Spence et al. (2003). No obstante, también se encontró que algunos estudios apoyaron una estructura factorial diferente en muestras de Alemania, Japón, China y Sudáfrica (Essau et al., 2002, 2004, 2008; Ishikawa et al., 2009; Li, Lau y Au, 2011; Muris et al., 2002b), mostrando cierta inconsistencia en relación al apoyo a la estructura factorial original de la SCAS. No obstante, fueron pocos los estudios que no lograron encontrar apoyo al modelo original de seis factores, en comparación con el mayoritario número de estudios realizados con muestras clínicas y comunitarias de procedencias y culturas muy diversas (e.g., Brasil, China, Colombia, Alemania, Irán, Japón, México y España) que lo apoyaron. A partir de estos resultados, parece que las diferencias culturales no pueden por sí solas explicar las inconsistencias encontradas en relación a la estructura factorial de la SCAS. En este sentido, aunque no hay una explicación clara, se ha sugerido que la variabilidad encontrada en la estructura factorial de la SCAS a través de algunos estudios podría explicarse por un conjunto

de factores, incluyendo diferencias a nivel cultural (e.g., normas sociales, prácticas educativas o de crianza de los hijos), cuestiones relacionadas con la metodología o el diseño de investigación que se utiliza u otros factores cuya influencia no se ha controlado (e.g., rasgos de personalidad) (Essau, Olaya, Pasha, O'Callaghan y Bray, 2012a).

En segundo lugar, los resultados del meta-análisis mostraron que la SCAS tiene una excelente fiabilidad, con un valor alfa medio de 0,92 para la puntuación total de la escala. En general, los valores alfa medios para las subescalas oscilaron entre buenos y excelentes, excepto para la subescala que mide miedos específicos (PIF, por sus siglas en inglés) que mostró el coeficiente de fiabilidad medio más bajo, mínimamente aceptable, con un valor de 0,64. Estos hallazgos son consistentes con numerosos estudios que reportan que la SCAS tiene una buena consistencia interna (e.g., DeSousa et al., 2014; Essau et al., 2011; Essau et al., 2012a; Orgilés et al., 2012b, 2013). Dado que este estudio meta-analítico incluyó un total de 29.350 niños y adolescentes de 19 países, representando así a una muestra amplia y de diferentes culturas u orígenes (i.e., Europa, Norteamérica, Sudamérica, Asia, África, Oceanía), parece plausible concluir que la SCAS es un instrumento fiable para evaluar los síntomas de ansiedad en niños y adolescentes de diversas procedencias. La baja consistencia interna encontrada para la subescala PIF también es consistente con los resultados de estudios previos (e.g., Di Riso, Chessa, Bobbio y Lis, 2013; Ishikawa et al., 2009; Orgilés et al., 2012b, 2013; Zhao et al., 2012). El bajo número de ítems que incluye (i.e., cinco ítems) podría estar influyendo en su fiabilidad. Otra explicación podría ser que esta subescala evalúa temores específicos que no están estrechamente relacionados (e.g., miedo a la oscuridad, a ir al médico/dentista, a insectos/arañas), pudiendo proporcionar información de mayor utilidad cada ítem por separado que su puntuación conjunta (Whiteside y Brown, 2008). No obstante, a pesar de que la fiabilidad media de la subescala PIF sea más baja que las otras subescalas, mide síntomas de temores específicos que son comunes en los niños, de modo que su inclusión parece importante para evaluar una amplia gama de síntomas de ansiedad (Nauta, 2005). Por último, los resultados del análisis de moderadores de este estudio mostraron que diferentes variables (i.e., edad, país, género, tamaño de la muestra, la puntuación media y la desviación típica de la muestra) pueden tener una influencia significativa en la fiabilidad de la SCAS y ayudar a explicar la variabilidad de la consistencia interna de la SCAS encontrada a través de los estudios analizados. Asimismo, estos hallazgos ponen de manifiesto la importancia de considerar en futuros estudios las variables moderadoras citadas anteriormente, dada su posible influencia en la fiabilidad de la SCAS.

Publicación 2. Validación de la versión de padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para niños españoles (Objetivo 2)

El objetivo principal de este estudio fue examinar, por primera vez, la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la SCAS-P, desarrollada por Nauta et al. (2004), en una muestra comunitaria de niños españoles de 6-8 años de edad.

De acuerdo con Spence (1997), se examinaron cuatro modelos factoriales mediante CFA. En el presente estudio, los modelos 3 y 4 mostraron índices adecuados. Sin embargo, los resultados fueron más satisfactorios para la estructura de seis factores correlacionados (modelo 3), en línea con el modelo apoyado por Nauta et al. (2004) en el estudio original de la SCAS-P. Además, esta estructura factorial también se encontró en estudios realizados en diferentes países, como Brasil (DeSousa et al., 2014), Dinamarca (Arendt et al., 2014), China (Li et al., 2011), Japón (Ishikawa et al., 2014) e Italia (Li et al., 2016). En el estudio de la SCAS-P llevado a cabo por Ishikawa et al. (2014) con una muestra japonesa se apoyó también un modelo de cinco factores y 26 ítems, sugiriendo así una estructura factorial diferente en esta cultura. No obstante, los autores decidieron que el modelo de elección sería el original de seis factores con la finalidad de poder realizar comparaciones culturales con la prueba. En este sentido, siguiendo a estos autores, más estudios con la SCAS-P son necesarios para confirmar la validez transcultural de la estructura factorial de seis factores, examinando similitudes y diferencias en la estructura factorial entre los diferentes países o culturas.

La consistencia interna obtenida en este estudio fue alta ($\alpha = 0,91$), en línea con otros estudios que encontraron coeficientes de fiabilidad similares: Australia y Países Bajos ($\alpha = 0,89$; Nauta et al., 2004), Dinamarca ($\alpha = 0,88$; Arendt et al., 2014), Estados Unidos ($\alpha = 0,90$; Whiteside y Brown, 2008), Japón ($\alpha = 0,88$; Ishikawa et al., 2014), China ($\alpha = 0,90$ y $\alpha = 0,91$ para el reporte de la madre y del padre, respectivamente; Wang, Meng, Liu y Liu, 2016), China e Italia ($\alpha = 0,90$ y $\alpha = 0,85$, respectivamente; Li et al., 2016), Brasil ($\alpha = 0,90$; DeSousa et al., 2014), Pakistán ($\alpha = 0,92$; Loona y Kamal, 2013) y Suecia ($\alpha = .91$; Olofsdotter et al., 2016). La fiabilidad test-retest fue también adecuada en este estudio (0,79), sugiriendo la estabilidad de la medida tras un período de ocho semanas. Actualmente, son escasos los estudios que reportan la fiabilidad test-retest de la SCAS-P. Desde nuestro conocimiento, solo un estudio previo llevado a cabo por Arendt et al. (2014) con una muestra danesa analizó la fiabilidad test-retest de la escala, mostrando una fiabilidad test-retest similar (0,81) en un período algo más extenso, de

tres meses. Estos autores destacaron en su estudio la escasez de datos disponibles sobre la fiabilidad test-retest de la SCAS-P pese al número de estudios existentes.

Las subescalas de la SCAS-P en muestra española también indicaron una buena consistencia interna de la prueba, con coeficientes superiores a 0,70 en todas las subescalas, excepto en la subescala de miedos específicos (PIF). Este hallazgo es consistente con lo reportado en estudios previos sobre la SCAS-P y la versión de autoinforme (e.g., Arendt et al., 2014; Essau et al., 2011; Li et al., 2016; Whiteside y Brown, 2008). Una posible explicación para este hallazgo podría ser que los temores específicos que evalúa esta subescala pueden ocurrir independientemente y estar poco relacionados, además el bajo número de ítems de la subescala podría ser otro factor que podría afectar a su fiabilidad (e.g., Essau et al., 2011; Whiteside y Brown, 2008).

Los resultados de este estudio también apoyaron la validez de criterio de la SCAS-P. Al igual que en el estudio original (Nauta et al., 2004), la versión española de la SCAS-P mostró correlaciones más altas con una medida de problemas internalizantes en comparación con las correlaciones con una medida de problemas externalizantes. La SCAS-P también mostró correlaciones negativas con una medida de un constructo teóricamente no relacionado con la ansiedad, como es la conducta prosocial. Además, las correlaciones entre la SCAS-P y dos medidas de problemas emocionales (MFQ-P y CALIS-P) mostraron coeficientes moderados pero significativos. Así, el presente estudio encontró evidencias de validez convergente y divergente de la SCAS-P en la muestra española.

Los resultados derivados de las correlaciones entre subescalas fueron parcialmente similares a los obtenidos en el estudio original (Nauta et al., 2004). Por último, no se encontraron diferencias significativas cuando se analizaron posibles diferencias en las puntuaciones por género y las correlaciones que se hallaron entre la edad y dos subescalas fueron muy débiles, por debajo de 0,20. Estos resultados van en la línea de hallazgos previos con niños en edad escolar (e.g., Ishikawa et al., 2014) y sugieren una similitud de patrones con respecto a los problemas de ansiedad a edades tempranas (e.g., Spence, Rapee, McDonald e Ingram, 2001). Sin embargo, se necesita más investigación en diferentes países que examine posibles diferencias por edad y género en niños de este rango de edad tan específico, lo cual también facilitaría las comparaciones culturales en este sentido. Desde nuestro conocimiento, hay pocos estudios que analicen las propiedades psicométricas de la SCAS-P desde edades tan tempranas como los 6 años o que analicen de forma específica las propiedades de la SCAS-P en el rango de edad de 6 a 8 años, es decir, en niños pequeños en edad escolar. Conocer el funcionamiento de la SCAS-P es especialmente importante en estas edades considerando que los niños más pequeños pueden

tener dificultades para responder a cuestionarios de autoinforme debido a posibles dificultades que pueden existir (e.g., para entender o explicar conceptos abstractos o describir los síntomas emocionales que experimentan) (Dadds et al., 2004; Melton et al., 2016), tomando especial importancia aquí el informe de los padres. De modo que este estudio también contribuye a la literatura aportando evidencias del buen funcionamiento de la SCAS-P en este rango específico de edad.

Publicación 3. Validación española de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Propiedades psicométricas, estructura factorial e invarianza factorial a través del género (Objetivo 2)

El objetivo del presente estudio fue examinar las propiedades psicométricas, la estructura factorial y la invariabilidad factorial por género de la versión española de la CALIS-C. El CFA llevado a cabo confirmó la estructura original de dos factores propuesta por Lyneham et al. (2013), manteniendo así la versión española de este instrumento las mismas subescalas (interferencia fuera del hogar e interferencia en el hogar) que la versión original, con la mayoría de las cargas factoriales siendo superiores a 0,40. Por lo que este estudio añade apoyo al modelo original de dos factores de la CALIS-C, en contraposición a otra validación previa con muestra portuguesa en la que encontraron una estructura de dos factores pero diferente a la original (Marques et al., 2015).

La versión española de la CALIS-C demostró una buena fiabilidad para la puntuación total y ambas subescalas. Todos los coeficientes fueron superiores a los obtenidos en la versión original (Lyneham et al. 2013). La fiabilidad test-retest fue menor para la muestra española (0,51) en comparación con el estudio original (0,72), pero alcanzó un nivel entre aceptable y bueno (Fleiss, 1986), lo que respalda la estabilidad temporal de esta medida.

En cuanto a la validez convergente, consistente con otros estudios previos (Lyneham et al. 2013; Marques et al., 2015) la versión española de la CALIS-C mostró correlaciones significativas y positivas con medidas de ansiedad (SCARED) y depresión (CDI), y con otra medida de problemas internalizantes del SDQ. Las relaciones más bajas se encontraron entre la interferencia fuera del hogar y las medidas de depresión (CDI) y los problemas internalizantes medidos a través del SDQ. También es destacable que las correlaciones más altas se encontraron entre las puntuaciones de

la CALIS-C y la medida de ansiedad (SCARED). Además, en base a investigaciones previas sobre la CALIS-C u otras medidas relacionadas con la ansiedad (e.g., Di Risso et al., 2013; Lyneham et al., 2013), la validez divergente de la CALIS-C se analizó y apoyó utilizando medidas de constructos diferentes, teóricamente poco relacionados. Específicamente, la escala mostró correlaciones negativas y bajas con una medida de comportamiento prosocial, y correlaciones positivas y bajas con una medida de problemas externalizantes del SDQ, lo cual es consistente con el estudio original. En general, estos resultados sugieren que los niños que perciben una mayor interferencia de ansiedad en la vida tienden a reportar más síntomas o dificultades de tipo internalizante (i.e., ansiedad y depresión) y externalizante, y menos comportamiento prosocial. No obstante, a pesar de apoyar la validez convergente y divergente de la escala, las correlaciones obtenidas en este estudio podrían considerarse de bajas a moderadas. De acuerdo con Marques et al. (2015), esto podría explicarse por el hecho de que nuestro estudio incluyó una muestra comunitaria, y por lo tanto, estos niños podrían caracterizarse por estar menos afectados por problemas relacionados con la ansiedad en comparación con una muestra clínica. Además, teniendo en cuenta otros estudios anteriores que destacaron la existencia de co-ocurrencia entre síntomas internalizantes y externalizantes, y cómo esto puede afectar negativamente al buen funcionamiento del niño (e.g., Willner, Gatzke-Kopp y Bray, 2016; Yoo, Brown y Luthar, 2009), parece razonable lo encontrado en este estudio en cuanto a las correlaciones bajas pero positivas y significativas entre la CALIS-C y la medida de problemas externalizantes.

En cuanto al análisis de invarianza factorial de la CALIS-C, el presente estudio demostró una equivalencia factorial estricta para la CALIS-C a través del género. Esto indica que la estructura factorial de la CALIS-C es equivalente para niños y niñas y que los resultados obtenidos con este instrumento en función del género pueden ser comparables. Dicho de otro modo, estos resultados sugieren que este instrumento se puede utilizar tanto en niños como en niñas con suficientes garantías psicométricas. A este respecto, cabe destacar que, desde nuestro conocimiento, éste es el primer estudio que aporta evidencias de la invarianza factorial de la escala, mientras que determinar la invarianza factorial es importante para poder comparar con garantías las respuestas de distintos grupos (e.g., niños y niñas) a un instrumento y evitar establecer conclusiones erróneas o sesgadas (Caycho, 2017).

En este estudio, aunque la muestra de niños obtuvo una puntuación total ($M = 9,99$; $DT = 8,81$) más alta en comparación con las niñas ($M = 8,10$; $DT = 6,54$), no se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones de la CALIS-C en función del género. Estos resultados son consistentes con el estudio de Marques et al. (2015), pero nuestros hallazgos difieren del

estudio original de Lyneham et al. (2013) que encontró tasas más altas de interferencia de la ansiedad en niñas que en niños. Los datos obtenidos en esta investigación tampoco mostraron diferencias en función de la edad en las puntuaciones de la CALIS-C, en este caso en línea con el estudio original y la versión portuguesa. Siguiendo a los autores de la versión portuguesa, cuyo estudio de validación se realizó con edades similares (7-12 años) a las del presente estudio (8-12 años), el limitado rango de edad utilizado podría ser uno de los factores que expliquen este resultado en la muestra española. En relación a estos hallazgos, se requiere de mayor investigación sobre las posibles diferencias que pueden existir en la interferencia de la ansiedad en función de variables como edad y género, así como sobre posibles factores explicativos.

Publicación 4. Adaptación española y propiedades psicométricas de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (Objetivo 2)

Este estudio tuvo el objetivo de examinar las propiedades psicométricas y la estructura factorial de la versión española del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version (CERQ-k) en una muestra comunitaria de niños de 7 a 12 años de edad. El CFA demostró un ajuste excelente y confirmó la estructura original de nueve factores del CERQ-k (Garnefski et al., 2007) para la muestra española, en la línea de lo encontrado para la versión china adaptada para niños (Liu et al., 2016). Las estrategias de regulación emocional cognitiva (REC), también llamadas estrategias de afrontamiento cognitivo (Garnefski et al., 2001), son: aceptación, reenfoque positivo, planificación, poner en perspectiva, reevaluación positiva, autoculpabilización, rumiación, culpar a otros y catastrofización. Así, la versión española del CERQ-k mantiene las mismas nueve subescalas que la versión original de 36 ítems que también ha sido validada con poblaciones adultas en varios países y culturas, como en Países Bajos (Garnefski et al., 2001), China (Zhu et al., 2008), Francia (Jermann et al., 2006), Turquía (Tuna y Bozo, 2012), España (Domínguez-Sánchez et al., 2013), Irán (Abdi, Taban y Ghaemian, 2012), Egipto, Arabia Saudita, Kuwait y Qatar (Megreya et al., 2016), entre otros.

La fiabilidad de las subescalas fue generalmente buena, con alfas que oscilaron entre 0,65 y 0,75, excepto para la subescala aceptación que fue inferior (0,56). Estos resultados son similares a los encontrados por el estudio original del CERQ-k con niños holandeses de entre 9 y 11 años (de 0,62 a 0,79) (Garnefski et al., 2007) y por el estudio de la versión china del CERQ-k (de 0,66 a 0,73) (Liu et al., 2016). En este sentido, siguiendo a Garnefski et al. (2007), teniendo en cuenta

que las subescalas solo tienen cuatro ítems, estos niveles de alfa pueden ser considerados de moderados a buenos. También se examinó la fiabilidad test-retest del cuestionario en un período de dos meses. Los datos establecieron un índice de fiabilidad test-retest satisfactorio para la puntuación total ($ICC = 0,74$) e índices aceptables para las subescalas ($ICC = 0,54 - 0,70$), lo que sugiere que las estrategias REC pueden considerarse estilos relativamente estables (Garnefski et al., 2007). Consistentemente, Liu et al. (2016) encontraron coeficientes que oscilaron entre 0,53 y 0,70 cuando examinaron la fiabilidad test-retest del CERQ-k en un período de un mes.

Además, se verificó la validez convergente de la versión española del CERQ-k. De acuerdo con lo reportado por estudios previos con el CERQ-k (e.g., Garnefski et al., 2007; Legerstee et al., 2010; Liu et al., 2016) y el CERQ en adolescentes y adultos (e.g., Domínguez-Sánchez et al., 2013; Garnefski et al., 2001; Tuna y Bozo, 2012), se encontró que las estrategias REC que mide el cuestionario estuvieron relacionadas de una forma significativa con ansiedad y depresión. Más en concreto, en la línea de los estudios previos mencionados, las subescalas correspondientes a las estrategias REC menos adaptativas (autoculpabilización, culpar a otros, rumiación y catastrofización) se relacionaron de forma positiva con los síntomas de depresión y ansiedad, lo que respaldó la validez convergente del CERQ-k. Asimismo, la validez convergente también fue demostrada por las relaciones negativas que se encontraron entre estrategias adaptativas (reenfoque positivo y planificación) y depresión. De esta forma, los resultados sugieren que un mayor uso de las estrategias REC menos adaptativas por parte de los niños se relaciona con una mayor sintomatología ansiosa y depresiva, y por lo tanto un uso frecuente de estas estrategias podrían ser un factor de riesgo para el desarrollo de problemas emocionales de este tipo. Por el contrario, los resultados de este estudio sugieren que el uso de estrategias adaptativas, como reenfoco positivo y planificación, se relaciona con la presencia de menos síntomas emocionales, en este caso sintomatología depresiva. Por lo tanto, un mayor uso de este tipo de estrategias adaptativas podría tener un efecto positivo en el bienestar emocional de los niños y en la prevención de problemas emocionales en la etapa infantil. La razón de por qué no se encontraron correlaciones negativas más fuertes entre las estrategias más adaptativas y ansiedad y depresión sigue estando poco clara. Sin embargo, nuestros hallazgos son consistentes con estudios previos con niños, adolescentes y adultos (e.g., Domínguez et al., 2013; Garnefski et al., 2001, 2007), los cuales encontraron que solo las estrategias de reenfoco positivo y/o reevaluación positiva se relacionaban de forma negativa y significativa con ansiedad y/o depresión. Otros estudios usando el CERQ-k han encontrado relaciones positivas significativas entre todas o casi todas las estrategias menos adaptativas y medidas específicas de depresión infantil (Garnefski et al., 2007; Liu et al., 2016). Estudios como el de

Liu et al. (2016) y Tuna y Bozo (2012) también reportaron asociaciones negativas significativas entre la mayoría de las estrategias de REC adaptativas y depresión y/o ansiedad, incluyendo las estrategias de reenfoque positivo y planificación tal y como se encontró en nuestro estudio. Sin embargo, hallazgos previos con el CERQ-k en población china también sugieren que la estrategia de aceptación, teóricamente adaptativa, podría ser considerada una estrategia poco adaptativa en niños, tras encontrar relaciones positivas entre ésta y síntomas de depresión infantil (e.g., Liu et al., 2016). El estudio original de Garnefski et al. (2007) con niños holandeses encontró una relación positiva entre aceptación y preocupabilidad. Sin embargo, esto no se encontró en nuestro estudio con niños españoles. En este sentido, parece necesario investigar más a fondo en población infantil las posibles diferencias culturales en el uso de las estrategias REC y su impacto -más o menos positivo- en los problemas emocionales, ya que los factores culturales podrían influir en alguno de estos aspectos (Zhu et al., 2008). En los adultos, la investigación es más extensa y sugiere una estabilidad transcultural en la relación entre problemas emocionales y el uso de las estrategias REC que mide el CERQ; no obstante, aunque sólo se han encontrado diferencias menores entre diferentes culturas, también se ha sugerido la importancia de estudiar más en profundidad las diferencias culturales en el uso de estrategias REC y posibles factores explicativos (Domínguez et al., 2013).

Publicación 5. Versión española de Super Skills for Life: Impacto a corto y largo plazo de un protocolo de prevención transdiagnóstico dirigido a la ansiedad y depresión infantil (Objetivo 3)

El objetivo principal de este estudio fue examinar el impacto a corto y largo plazo de la versión española del programa Super Skills for Life (SSL; Essau y Ollendick, 2013) en la reducción de síntomas de ansiedad y depresión, variables primarias en este estudio, en niños hispanohablantes de entre 8 y 12 años de edad. También se analizó el impacto del programa SSL en otras variables secundarias y por género.

Con respecto a los cambios a corto plazo, los resultados indicaron un impacto positivo significativo para más de la mitad de los problemas medidos (10 de 18 variables). Particularmente, en comparación con la evaluación pre-test, los resultados revelaron reducciones inmediatas significativas en los síntomas de diversas variables primarias (i.e., ansiedad generalizada y de separación, depresión, autoestima negativa, disforia) y variables secundarias (i.e., síntomas

emocionales y dificultades totales del SDQ; interferencia de la ansiedad en la vida de los niños, incluyendo dentro y fuera del hogar).

En este estudio, la mayoría de los cambios positivos a corto plazo se mantuvieron en el seguimiento a los 12 meses, excepto los relacionados con ansiedad generalizada. Además, la intervención demostró un impacto significativo a largo plazo en la mayoría de los problemas evaluados (15 de 18 variables). Estos resultados sugieren que los beneficios del programa SSL pueden ser duraderos y superiores en el tiempo. Así, un año después de la prueba, los participantes mostraron una disminución significativa de los síntomas de depresión (i.e., depresión general, autoestima negativa y disforia) y la mayoría de los síntomas de ansiedad (i.e., ansiedad general, pánico, ansiedad por separación, ansiedad social y escolar). Del mismo modo, los resultados del seguimiento a un año indicaron que los participantes experimentaron una mejoría significativa, en comparación con la sintomatología reportada en la línea base, en la mayoría de las variables secundarias (i.e., síntomas emocionales, problemas de conducta y con los compañeros, y dificultades totales del SDQ; interferencia relacionada con la ansiedad, incluyendo dentro y fuera del hogar). Los autores no encuentran una explicación clara al por qué en el seguimiento a un año no se mantuvo el impacto positivo del programa en los síntomas de ansiedad generalizada. Dado que esta condición se caracteriza por una preocupación y ansiedad excesiva en una amplia gama de situaciones, es posible que los niños no generalizaran el aprendizaje obtenido durante el programa a los diversos eventos o estímulos generadores de ansiedad que pueden haber surgido durante el período de un año. En este sentido, podría ser de gran utilidad realizar un entrenamiento adicional a largo plazo (e.g., añadiendo sesiones de refuerzo). Además, factores que no han sido abordados por el programa SSL pueden haber tenido alguna influencia en este resultado en los síntomas de ansiedad generalizada (e.g., transmisión ambiental de la ansiedad generalizada de padres a hijos a través de diferentes vías, como el modelado, la información verbal o las prácticas de crianza) (Aktar, Nikolić y Bögels, 2017).

Por su parte, el número de niños con síntomas de ansiedad y/o depresión clínicamente significativos tendió a disminuir en todas las evaluaciones realizadas después de finalizar el programa. Sin embargo, el número más bajo de niños en el rango clínico se encontró a los 12 meses después de la intervención, lo que sugiere la presencia de un impacto positivo a corto plazo del programa SSL y que el impacto de éste es todavía mayor a largo plazo.

De acuerdo con el estudio original del programa SSL y hallazgos previos sobre otros programas de prevención basados en la TCC dirigidos a los síntomas de ansiedad y depresión infantil (Essau et al., 2014; Essau, Conradt, Sasagawa y Ollendick, 2012b; Kösters, Chinapaw, Zwaanswijk, van

der Wal y Koot, 2015), el impacto a largo plazo de la versión española del programa SSL parece ser mayor que el impacto a corto plazo. Siguiendo a Essau et al. (2014), estos hallazgos podrían explicarse por la disponibilidad de más tiempo para practicar e interiorizar las habilidades aprendidas por parte de los participantes. Aunque los cambios positivos y superiores a largo plazo obtenidos en el presente estudio deben ser interpretados cuidadosamente dado que no ha habido un grupo control de comparación, los resultados parecen sugerir la importancia de llevar a cabo evaluaciones de seguimiento y analizar los efectos a largo plazo en estudios futuros con el programa SSL, asegurando así que se evalúa con mayor precisión su eficacia. Esta investigación también apoya lo encontrado por el estudio original de SSL, hallando reducciones en el período de seguimiento de problemas para los cuales el programa no fue específicamente diseñado (e.g., problemas de conducta y problemas con los compañeros). Como sugieren Essau et al. (2014), una explicación plausible es que el SSL mejora determinadas habilidades y dificultades (e.g., habilidades sociales, baja autoestima) que pueden estar relacionadas con estos problemas. Por otra parte, en el presente estudio, variables secundarias como hiperactividad/inatención y comportamiento prosocial no mostraron mejorías significativas a corto o largo plazo. En líneas generales, se requieren estudios futuros con la versión española del programa SSL que incluyan un grupo control para confirmar los resultados obtenidos en esta investigación con niños de 8 a 12 años.

Por último, en este estudio se analizó el impacto del programa por separado para niñas y niños, y posibles diferencias por género. Aunque las niñas mostraron a corto plazo mejoras inmediatas en un número mayor de variables, niños y niñas recibieron mayores y similares beneficios del programa SSL a largo plazo. Además, de acuerdo con el estudio original (Essau et al., 2014), se encontraron pocas diferencias significativas por género. Sin embargo, los resultados de la presente investigación mostraron que tales diferencias, encontradas en el post-test, desaparecieron en el seguimiento. Esto sugiere que en términos generales el programa SSL tiene un impacto positivo similar en niños y niñas a largo plazo, y que pueden darse mínimas diferencias por género especialmente a corto plazo. No obstante, sería interesante analizar y confirmar estos hallazgos en futuros estudios del programa SSL con niños hispanohablantes de entre 8 y 12 años.

Publicación 6. Eficacia del programa Super Skills for Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles (Objetivo 3)

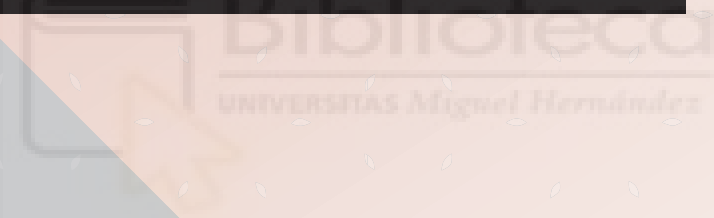
El objetivo principal del presente estudio fue examinar por primera vez la eficacia inmediata de la versión española del programa transdiagnóstico Super Skills for Life (SSL) para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños de entre 6 y 8 años de edad. Un objetivo secundario de este estudio fue evaluar si el programa SSL puede tener efectos positivos inmediatos sobre otras variables secundarias tales como interferencia de la ansiedad en la vida de los niños y de los padres, hiperactividad/inatención, conducta prosocial, problemas de conducta y problemas en las relaciones con los compañeros. En general, los resultados indicaron que la intervención tuvo un impacto positivo inmediato significativo en 6 de las 18 variables analizadas. Con respecto al objetivo principal de este estudio, comparado con el grupo control, los niños que participaron en el programa SSL mostraron reducciones significativas en los síntomas de depresión, ansiedad, ansiedad social, miedos específicos, y síntomas emocionales medidos por el SDQ-P (i.e., incluye ansiedad y depresión). Lo cual indica que este programa podría ser eficaz para la reducción inmediata de los síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños en edad escolar. Estos resultados van en la línea de lo encontrado por estudios internacionales previos que evaluaron la eficacia de programas preventivos para la ansiedad y la depresión infantil (e.g., Bettis, Forehand, Sterba, Preacher y Compas, 2016) y que encontraron efectos inmediatos para los niños más pequeños (e.g., Essau et al., 2012b). Además, estos hallazgos son consistentes con estudios que apoyan la eficacia de las intervenciones transdiagnósticas para la ansiedad y la depresión en niños y adolescentes (ver García-Escalera et al., 2016), y que sugieren la utilidad de aplicar el enfoque transdiagnóstico a la prevención de los trastornos de ansiedad y depresión (Dozois et al., 2009). También cabe destacar que el programa parece ser eficaz para reducir síntomas de miedos específicos, considerando que las fobias específicas son uno de los trastornos de ansiedad más frecuentes en niños y adolescentes (Canals et al., 2019; Muris, 2017) y que diferentes fobias específicas tienden a mostrar un inicio más temprano que otros problemas de ansiedad (Beesdo et al., 2009); con algunos miedos fóbicos (e.g., a los animales) apareciendo en un rango de edad similar al de los participantes de nuestro estudio (Rapee, 2018). Además, el impacto positivo del programa SSL sobre los síntomas de ansiedad social es consistente con lo reportado en el estudio original (Essau et al., 2014), lo cual era particularmente esperable dado que el programa SSL tiene un fuerte componente de entrenamiento en habilidades sociales y utiliza varias estrategias que pueden contribuir a esta reducción (e.g., *role-playings*, tareas que implican hablar delante de los compañeros, *video-feedback* con preparación cognitiva previa).

En cuanto al objetivo secundario, en comparación con la condición de control, la intervención mostró en el grupo SSL una reducción significativa en la interferencia de la ansiedad en la vida de los niños dentro del hogar, pero no fuera del hogar. La razón de este resultado podría ser que las evaluaciones en este estudio se llevaron a cabo a través de los padres. En este sentido, los niños pueden pasar a diario un tiempo considerable fuera del hogar en contextos en los que los padres no están presentes, por ejemplo, en la escuela. Por lo tanto, es posible que los padres no puedan observar y evaluar adecuadamente ciertos cambios de comportamiento (e.g., relación con los compañeros, desempeño en el aula), pudiendo ser de gran utilidad contar en estudios futuros con los reportes de otros informantes, como los profesores, ya que podrían proporcionar información más valiosa a este respecto. Los padres tampoco reportaron mejoras significativas en la interferencia que produce en diferentes ámbitos de sus propias vidas (e.g., en el trabajo o en las relaciones con familiares y amigos) la ansiedad de sus hijos. Una posible explicación a este hallazgo es que el período de ocho semanas transcurridos entre las evaluaciones pre-test y post-test podría no haber sido lo suficientemente largo como para que los padres percibieran cambios significativos. Otra explicación podría ser que ciertas prácticas o estrategias de crianza desarrolladas por los padres para manejar la ansiedad de sus hijos (e.g., sobreprotección o un comportamiento ansioso) (Beato, Pereira y Barros, 2017) no hayan sido todavía modificadas, y a su vez, esto no permita a los padres percibir los cambios en su vida diaria. Por otra parte, en este estudio tampoco se encontraron diferencias en las otras medidas secundarias analizadas. En el estudio original de Essau et al. (2014), se encontraron mejoras a los seis meses de seguimiento en algunas de estas medidas (i.e., hiperactividad/inatención, problemas de conducta, problemas con los compañeros), así como en otros síntomas de ansiedad en los que este estudio no encontró un impacto inmediato (e.g., ansiedad generalizada, ansiedad por separación). Esto sugiere la necesidad de llevar a cabo un seguimiento en el tiempo de los resultados de la presente intervención con niños españoles ya que, en base a lo encontrado por estudios previos similares (Essau et al., 2012b, 2014), sería esperable identificar un impacto positivo de la intervención superior en el período de seguimiento.



08

CONCLUSIONES



■ Del trabajo de investigación llevado a cabo en la presente tesis doctoral se derivan diferentes aportaciones y conclusiones relevantes que se enumeran a continuación:

1. La literatura internacional revisada acerca de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) ofrece un amplio apoyo al modelo factorial original de seis factores, sugiriendo que éste es apropiado para medir sintomatología ansiosa en niños y adolescentes pertenecientes a poblaciones clínicas y comunitarias de diferentes países y orígenes culturales. De este modo, los hallazgos derivados de esta tesis doctoral sugieren un fuerte apoyo a la generalizabilidad de este modelo de seis factores, pero también sugiere que las clasificaciones de problemas de ansiedad infantil obtenidas a través de la SCAS, ampliamente consistente con los trastornos de ansiedad definidos por el DSM, tienen validez transcultural.
2. La fiabilidad de la SCAS queda apoyada tras ser analizada en esta tesis a través de un estudio meta-analítico que incluyó un total de 29.350 niños y adolescentes procedentes de 19 países diferentes, incluyendo estudios con muestras clínicas y comunitarias. Es destacable la elevada fiabilidad media de la puntuación total de la SCAS, con un valor de 0,92. Por lo que se concluye que la SCAS parece ser un instrumento fiable para evaluar síntomas de ansiedad en niños y adolescentes de diversas procedencias.
3. La fiabilidad de la SCAS puede verse influenciada de forma significativa por un conjunto de variables moderadoras (e.g., edad, país, género). Este hallazgo puede contribuir a explicar la variabilidad de la consistencia interna de la SCAS encontrada a través de los estudios existentes sobre este instrumento y enfatiza la importancia de considerar dichas variables en futuras investigaciones dada su posible influencia en la fiabilidad de la SCAS.
4. En esta tesis doctoral se presenta el primer estudio que valida la versión paralela para padres de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) para su uso en población española, examinando las propiedades psicométricas del instrumento en edades escolares tempranas, comprendidas entre los 6 y 8 años. Los resultados obtenidos en el presente trabajo sugieren que la SCAS-P es un instrumento fiable y válido para medir los síntomas de ansiedad en niños españoles desde edades escolares tempranas a través de los padres. Por lo tanto, las buenas propiedades psicométricas demostradas por la

SCAS-P en niños españoles apoya inicialmente su uso por clínicos e investigadores y añade evidencia al apoyo empírico internacional existente para esta medida. Debido a la escasez de estudios existentes hasta la fecha sobre la SCAS-P que incluyan el rango específico de edad comprendido entre los seis y ocho años, y que analicen aspectos como la fiabilidad test-retest de la escala, los datos que se aportan en esta investigación pueden ser de interés para la comunidad científica.

5. La estructura factorial de la SCAS-P en la muestra española es consistente con el modelo original de seis factores, ampliamente apoyado a nivel internacional. Al igual que con la versión de autoinforme de la SCAS, este modelo es consistente con la clasificación de los trastornos de ansiedad del DSM. De esta forma, la presente tesis doctoral añade más apoyo a la estructura o clasificación de los problemas de ansiedad que propone la SCAS-P para la evaluación de síntomas de ansiedad infantil a través de la perspectiva de los padres.
6. La versión de autoinforme de la Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C) representa uno de los pocos instrumentos desarrollados para medir e identificar específicamente el impacto negativo en el funcionamiento cotidiano de los niños, en diferentes ámbitos, relacionado con la ansiedad infantil. Tras examinarse las propiedades psicométricas de este instrumento por primera vez en población española, se concluye que los datos obtenidos en esta tesis doctoral sugieren que la CALIS-C es un instrumento fiable y válido para usarse con niños españoles.
7. En la población española, la CALIS-C muestra una equivalencia factorial estricta a través del género. Esto indica que la estructura factorial de la CALIS-C es equivalente para niños y niñas y los resultados obtenidos con este instrumento en función del género son comparables. Por lo tanto, este hallazgo sugiere que este instrumento puede utilizarse, tanto en niños como en niñas, para medir el constructo de interferencia de la ansiedad infantil en la vida con suficientes garantías psicométricas.
8. En la presente tesis doctoral se ha llevado a cabo el primer estudio sobre la adaptación y validación española de la versión para niños del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ-k), para su uso con niños españoles. Esta investigación ofrece apoyo inicial a las propiedades psicométricas del CERQ-k, en términos de fiabilidad y validez, y apoya la estructura factorial original de nueve factores para la muestra española. De esta forma, la versión española del CERQ-k es un instrumento adecuado para

evaluar la frecuencia con la que los niños hispanohablantes en edad escolar utilizan nueve estrategias de regulación emocional cognitiva (o de afrontamiento cognitivo), que pueden ser más o menos adaptativas, tras experimentar eventos negativos o estresantes en la vida.

9. Acorde con investigaciones previas, los resultados obtenidos en esta tesis doctoral en relación al estudio con el CERQ-k sugieren que en niños españoles el uso de determinadas estrategias de regulación emocional cognitiva (REC), teóricamente consideradas como adaptativas (i.e., reenfoque positivo y planificación), puede favorecer un mayor bienestar emocional y prevenir el desarrollo de problemas emocionales como ansiedad y depresión infantil. De forma contraria, los hallazgos también sugieren que el uso de otras estrategias REC, teóricamente consideradas menos adaptativas (i.e., autculpabilización, culpar a otros, rumiación y catastrofización), puede favorecer un peor ajuste emocional y el desarrollo de problemas emocionales como ansiedad y depresión infantil. Por lo tanto, se concluye la necesidad de atender a las estrategias REC utilizadas por los niños en edad escolar ya que pueden tener un papel importante en el desarrollo de problemas emocionales, pero también en su prevención y tratamiento.
10. Considerando las dos conclusiones anteriores acerca del CERQ-k, cabe destacar también que la versión española del CERQ-k puede ofrecer un valioso instrumento para ser utilizado en el ámbito clínico y de investigación. Éste puede facilitar el estudio de las estrategias de regulación emocional cognitiva utilizadas en niños de habla hispana, la detección precoz de patrones desadaptativos de afrontamiento cognitivo que pueden estar favoreciendo la presencia o desarrollo de problemas emocionales, así como la toma de decisiones acerca de estrategias de intervención a aplicar en función de si se detecta un uso frecuente de estrategias poco adaptativas o un uso poco frecuente de estrategias más adaptativas.
11. La presente investigación proporciona apoyo inicial a la eficacia a corto y largo plazo de la adaptación española del protocolo de prevención transdiagnóstico Super Skills for Life (SSL) para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños en edad escolar, de entre 6 y 12 años. De esta forma, los hallazgos derivados de esta tesis doctoral sugieren que este programa cognitivo-conductual de ocho sesiones, que puede ser aplicado de forma grupal y dentro del contexto escolar, tiene un gran potencial para la prevención indicada de ansiedad y depresión infantil en niños españoles, pudiendo suponer un recurso eficiente y valioso para investigadores y clínicos.

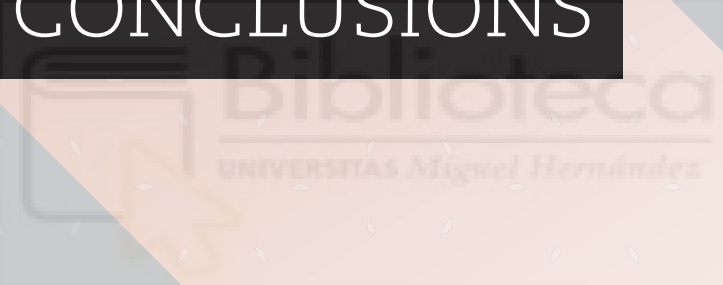
12. El estudio llevado a cabo en esta tesis doctoral sobre el programa SSL también permite añadir a la literatura internacional existente más evidencias a favor de la eficacia de este protocolo transdiagnóstico, examinándola por primera vez en el rango de edad comprendido entre los 6 y 12 años. Además, esta tesis aporta los primeros datos disponibles acerca de la eficacia del programa SSL cuando es aplicado incluyendo un grupo control y en una muestra de niños pequeños en edad escolar, de entre 6 y 8 años.





09

CONCLUSIONS



■ The research work carried out in this doctoral thesis leads to different relevant contributions and conclusions, which are listed below:

1. The revised international literature on the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) provides broad support to the original six-factor model, suggesting that it is appropriate to measure anxious symptomatology in children and adolescents belonging to clinical and community populations of different countries and cultural backgrounds. Thus, the findings derived from this doctoral thesis provide strong support for the generalizability of this six-factor model, but they also suggest that the classifications of childhood anxiety problems obtained through the SCAS, broadly consistent with the anxiety disorders defined by the DSM, have transcultural validity.
2. The reliability of the SCAS is supported after being analyzed in this thesis through a meta-analytical study that included a total of 29,350 children and adolescents from 19 different countries, including studies with clinical and community samples. The high average reliability of the total SCAS score is noteworthy, with a value of 0.92. It is therefore concluded that the SCAS appears to be a reliable instrument for assessing anxiety symptoms in children and adolescents from a range of backgrounds.
3. The reliability of the SCAS can be significantly influenced by a set of moderating variables (e.g., age, country, gender). This finding may help to explain the variability of the internal consistency of the SCAS found through existing studies on this instrument and emphasizes the importance of considering these variables in future research, given their potential influence on the reliability of the SCAS.
4. This doctoral thesis presents the first study that validates the parallel version for parents of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for use in the Spanish population, by examining the psychometric properties of the instrument at early school ages, between 6 and 8 years. The results obtained in the present work suggest that the SCAS-P is a reliable and valid instrument for measuring anxiety symptoms in Spanish children from early school age through their parents. Therefore, the good psychometric properties demonstrated by the SCAS-P in Spanish children initially support its use by clinicians and researchers and add evidence to the existing international empirical support for this measure. Due to the limited number of SCAS-P studies to date covering the specific age range of 6 to 8 years, and that analyze aspects such as the test-retest reliability of the scale, the data provided in this research may be of interest to the scientific community.

5. The factor structure of the SCAS-P in the Spanish sample is consistent with the original six-factor model, widely supported internationally. As with the self-report version of the SCAS, this model is consistent with the DSM classification of anxiety disorders. In this regard, this doctoral thesis adds more support to the structure or classification of anxiety problems proposed by the SCAS-P for the evaluation of childhood anxiety symptoms through the perspective of parents.
6. The self-report version of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C) represents one of the few instruments developed to specifically measure and identify childhood anxiety-related impairment in several areas of children's daily functioning. After examining the psychometric properties of this instrument for the first time in Spanish population, it is concluded that the data obtained in this doctoral thesis suggest that CALIS-C is a reliable and valid instrument for use with Spanish children.
7. In the Spanish population, CALIS-C shows strict factor equivalence across gender. This indicates that the factor structure of CALIS-C is equivalent for boys and girls, and the results obtained with this instrument according to gender are comparable. Therefore, this finding suggests that this instrument can be used both in boys and girls to measure the construct of child anxiety life interference with sufficient psychometric guarantees.
8. This doctoral thesis has carried out the first study on the Spanish adaptation and validation of the children's version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ-k), for use with Spanish children. This research offers initial support to the psychometric properties of CERQ-k, in terms of reliability and validity, and supports the original factorial structure of nine factors for the Spanish sample. Thus, the Spanish version of the CERQ-k is a suitable instrument to assess the frequency with which Spanish-speaking school-age children use nine cognitive emotion regulation (or cognitive coping) strategies, which may be more or less adaptive, after experiencing negative or stressful life events.
9. According to previous research, the results obtained in this doctoral thesis relative to the CERQ-k study suggest that, in Spanish children, the use of certain cognitive emotion regulation (CER) strategies, theoretically considered as adaptive (i.e., positive refocusing and planning), can promote emotional well-being and prevent the development of emotional problems such as childhood anxiety and depression. Conversely, the findings also suggest that the use of other CER strategies, theoretically considered less adaptive

(i.e., self-blame, other-blame, rumination, catastrophizing), may contribute to poorer emotional adjustment and the development of emotional problems such as childhood anxiety and depression. Therefore, it is concluded that it is necessary to focus on the CER strategies used by school-age children, as they can play an important role in the development of emotional problems, but also in their prevention and treatment.

10. Considering the two previous conclusions about the CERQ-k, it should also be noted that the Spanish version of the CERQ-k can be a valuable tool for use in clinical and research settings. It can facilitate the study of cognitive emotion regulation strategies used in Spanish-speaking children, the early detection of maladaptive patterns of cognitive coping that may be promoting the presence or development of emotional problems, as well as decision making about intervention strategies to be applied when detecting frequent use of less adaptive strategies or infrequent use of more adaptive strategies.
11. The current research provides initial support to the short- and long-term efficacy of the Spanish adaptation of the Super Skills for Life (SSL) transdiagnostic prevention protocol to reduce symptoms of anxiety and depression in school-age children between 6 and 12 years old. The findings derived from this doctoral thesis suggest that this eight-session cognitive-behavioral program, which can be applied in a group format and within the school context, has great potential for the indicated prevention of childhood anxiety and depression in Spanish children, and may be an efficient and valuable resource for researchers and clinicians.
12. The study carried out in this doctoral thesis on the SSL program also allows us to add to the existing international literature more evidence in favor of the efficacy of this transdiagnostic protocol, by examining it for the first time in the age range between 6 and 12 years. In addition, this thesis provides the first available data on the efficacy of the SSL program when it is applied with a sample of young school-age children between 6 and 8 years and includes a control group.



10

LIMITACIONES Y POSIBLES
DESARROLLOS FUTUROS

■ La investigación llevada a cabo presenta algunas limitaciones que deben ser consideradas al interpretar los diferentes resultados obtenidos. Asimismo, los hallazgos del compendio de estudios incluidos en la presente tesis doctoral, en conjunto con sus limitaciones, motivan la realización de futuras investigaciones complementarias.

En cuanto al primer estudio (Publicación 1), que consistió en una revisión sistemática de la Spence Children's Anxiety Scale (SCAS), aunque se realizó una búsqueda exhaustiva para obtener toda la literatura científica de interés existente sobre la SCAS desde su creación, es posible que algunos artículos hayan sido excluidos debido a los criterios de inclusión del estudio o a las bases de datos utilizadas, y esto podría afectar a los resultados. En segundo lugar, los estudios de invariabilidad factorial (e.g., a través de variables como edad, género o país) y de fiabilidad test-retest de la SCAS no fueron examinados, lo cual debería ser abordado en futuras investigaciones. En tercer lugar, la influencia de otros moderadores también podría explicar la heterogeneidad encontrada en la fiabilidad de la SCAS en este estudio, por lo que sería conveniente explorar en futuros estudios otros posibles factores que puedan moderar la fiabilidad de este instrumento. También cabe mencionar que esta revisión sistemática sobre la SCAS ha sido la primera realizada hasta la fecha, por lo que no es posible comparar los resultados obtenidos con estudios similares.

En relación al segundo, tercero y cuarto estudio (Publicaciones 2, 3 y 4) de la presente tesis doctoral, cuyo objetivo principal fue validar la versión adaptada al español de la Spence Children's Anxiety Scale - parent version (SCAS-P) (Publicación 2), de la Child Anxiety Life Interference Scale - child report (CALIS-C) (Publicación 3) y del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - kids version (CERQ-k) (Publicación 4), los tres estudios han sido realizados en colegios localizados en la provincia de Alicante (España), incluyendo únicamente población comunitaria y tamaños muestrales relativamente pequeños. En este sentido, sería interesante examinar en futuros estudios las propiedades psicométricas de los instrumentos en muestras más representativas que procedan de diferentes regiones del país, así como analizar sus propiedades psicométricas tanto en muestras comunitarias como clínicas. Asimismo, en los estudios de validación de la SCAS-P y CALIS-C, instrumentos que disponen de versiones paralelas (e.g., versión de autoinforme y versión para padres), solamente se han empleado medidas procedentes de un solo informante. Por lo que sería interesante que futuras investigaciones con muestras españolas analicen el grado de concordancia o acuerdo existente entre las puntuaciones que reportan los niños y la que reportan sus madres y padres utilizando estos instrumentos (e.g., Li et al., 2016; Lyneham et al., 2013; Nauta et al., 2004). En futuros estudios con muestras

españolas también sería interesante explorar más en profundidad aspectos como la invarianza factorial de los tres instrumentos a través de variables como la edad, tipo de muestra (clínica vs. comunitaria) o género (e.g., Arendt et al., 2014). Examinar la invarianza factorial a través del género sería especialmente interesante en el caso de la SCAS-P y el CERQ-k, ya que en la presente investigación no se analizó y hasta la fecha no hay datos al respecto en población española.

Por lo que respecta al quinto y sexto estudio (Publicaciones 5 y 6), dirigidos a examinar la eficacia del programa Super Skills for Life (SSL), las muestras incluidas tuvieron un tamaño pequeño y procedían de una zona geográfica específica, sureste de España, lo que limita la generalización de los resultados. Por lo que los estudios futuros que examinen la versión española del programa SSL deberían incluir muestras más representativas.

Más específicamente, por lo que respecta al quinto estudio (Publicación 5), cabe destacar el hecho de que no incluya un grupo control. Debido a esta limitación, no es posible concluir que el impacto positivo encontrado en las diferentes variables analizadas sea atribuible a la intervención. En consecuencia, los resultados del estudio deben interpretarse con cautela. En este sentido, sería interesante que estudios futuros con la versión española del programa SSL incluyan un grupo control y confirmen los resultados obtenidos, a corto y largo plazo, en esta investigación con niños de 8 a 12 años. Además, el impacto del programa fue examinado usando solamente medidas de autoinforme, por lo que sería interesante en el futuro analizar dicho impacto considerando también a otros informantes relevantes. Otra limitación del estudio es que la posibilidad de cometer el error de tipo I podría haber aumentado debido a las múltiples comparaciones realizadas, no aplicándose en esta investigación un método de ajuste o corrección determinado para controlar esto. En este estudio, en base a investigaciones previas similares (e.g., Essau et al., 2014; Martinsen et al., 2019), se mantuvo un nivel de significancia de $\alpha = 0,05$.

En cuanto al sexto estudio (Publicación 6), los datos recogidos procedían únicamente del informe de los padres (madre o padre). Esto se debió, en parte, a la escasez de medidas de autoinforme fiables disponibles para niños por debajo de los ocho años, un hecho que otros autores han destacado, por ejemplo, con respecto a las medidas de ansiedad (Rapee, 2018). Además, otros autores han indicado que factores relacionados con el nivel de desarrollo lingüístico y cognitivo de los niños más pequeños pueden afectar a la precisión de la información que proporcionan acerca de sus síntomas (e.g., Melton et al., 2016). Esto sugeriría que el uso de autoinformes en edades tan tempranas como las de este estudio podría no ser una estrategia del

todo recomendable. No obstante, dado el acuerdo, de bajo a moderado, que parece existir entre padres e hijos a la hora de evaluar problemas internalizantes en niños, sería interesante que futuros estudios sobre el programa SSL lleven a cabo una evaluación que siga una perspectiva multi-informante, incluyendo así a informantes que a diario estén cerca de los niños (e.g., profesores y ambos padres) y medidas de autoinforme que sean apropiadas para las edades objeto de estudio (e.g., Izquierdo-Sotorrío et al., 2016). Por otro lado, a pesar de que las diferencias existentes en la línea base entre las dos condiciones experimentales fueron controladas en todos los análisis, la falta de equilibrio en la asignación aleatoria para el nivel de estudios de los padres y las diferencias en la línea base en algunas variables principales del estudio pudo influir en los resultados. También cabe señalar que el grupo control no recibió una intervención equivalente a la implementada en el grupo experimental, lo que pudo haber aumentado el tamaño del efecto de la intervención, de acuerdo con el efecto Hawthorne (McCarney et al., 2007). Por último, este estudio solamente proporcionó resultados relacionados con los efectos inmediatos (post-test) del programa SSL. Los ensayos controlados aleatorios futuros deberían incluir evaluaciones de seguimiento para examinar así la eficacia a largo plazo del programa al ser aplicado con niños pequeños de seis a ocho años. Adicionalmente, otras líneas de investigación a desarrollar en el futuro podrían tener como objetivo analizar los posibles mediadores y moderadores de la eficacia del programa SSL o llevar a cabo estudios de desmantelamiento del programa para examinar la eficacia de cada uno de sus componentes (e.g., el entrenamiento en habilidades sociales) y comparar si los resultados son equivalentes a los que se obtienen aplicando el programa completo.



11

REFERENCIAS



■ Referencias

- Abdi, S., Taban, S. y Ghaemian, A. (2012). Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Validity and reliability of the Persian translation of the CERQ (36-item). *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 32, 2-7. doi:10.1016/j.sbspro.2012.01.001
- Abidi, S. (2018). Update in pediatric psychiatry. En S. Piteau (Ed.), *Update in pediatrics* (pp. 513-536). Cham, Suiza: Springer International Publishing AG. doi:10.1007/978-3-319-58027-2_20
- Aktar, E., Nikolić, M. y Bögels, S. M. (2017). Environmental transmission of generalized anxiety disorder from parents to children: Worries, experiential avoidance, and intolerance of uncertainty. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 19, 137-147.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM-IV-TR* (4a. ed. texto rev.). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM-5* (5a. ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Association.
- Angold, A., Costello, E. J., Messer, S. C., Pickles, A., Winder, F. y Silver, D. (1995). Development of a short questionnaire for use in epidemiological studies of depression in children and adolescents. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 5, 237-249.
- Arendt, K., Hougaard, E. y Thastum, M. (2014). Psychometric properties of the child and parent versions of Spence Children's Anxiety Scale in a Danish community and clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 28, 947-956. doi:10.1016/j.janxdis.2014.09.021
- Balle, M. y Tortella-Feliu, M. (2010). Efficacy of a brief school-based program for selective prevention of childhood anxiety. *Anxiety, Stress, & Coping*, 23, 71-85. doi:10.1080/10615800802590652
- Bayer, J. K. y Beatson, R. (2013). Early intervention and prevention of anxiety and depression. En R. E. Tremblay, M. Boivin y RDeV. Peters (Eds.), *Encyclopedia on early childhood development* (pp. 40-44). Recuperado de <http://www.child-encyclopedia.com/anxiety-and-depression/acording-experts/early-intervention-and-prevention-anxiety-and-depression>

- Beato, A., Pereira, A. I. y Barros, L. (2017). Parenting strategies to deal with children's anxiety: Do parents do what they say they do? *Child Psychiatry & Human Development*, 48, 423-433. doi:10.1007/s10578-016-0670-3
- Beesdo-Baum, K. y Knappe, S. (2012). Developmental epidemiology of anxiety disorders. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 21, 457-478. doi:10.1016/j.chc.2012.05.001
- Beesdo, K., Knappe, S. y Pine, D. S. (2009). Anxiety and anxiety disorders in children and adolescents: Developmental issues and implications for DSM-V. *Psychiatric Clinics of North America*, 32, 483-524. doi:10.1016/j.psc.2009.06.002
- Bennett, S. y Walkup, J. T. (2019a). Anxiety disorders in children and adolescents: Epidemiology, pathogenesis, clinical manifestations, and course. *UpToDate*. Recuperado de <https://www.uptodate.com/contents/anxiety-disorders-in-children-and-adolescents-epidemiology-pathogenesis-clinical-manifestations-and-course>
- Bennett, S. y Walkup, J. T. (2019b). Anxiety disorders in children and adolescents: Assessment and diagnosis. *UpToDate*. Recuperado de https://www.uptodate.com/contents/anxiety-disorders-in-children-and-adolescents-assessment-and-diagnosis?sectionName=ASSESSMENT&topicRef=15926&anchor=H545216608&source=see_link#H545216608
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6.1: Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bettis, A. H., Forehand, R., Sterba, S. K., Preacher, K. J. y Compas, B. E. (2016). Anxiety and depression in children of depressed parents: Dynamics of change in a preventive intervention. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 00, 1-14. doi:10.1080/15374416.2016.1225503
- Beyer, T. y Furniss, T. (2007). Child psychiatric symptoms in primary school: The second wave 4 years after preschool assessment. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 42, 753-758. doi:10.1007/s00127-007-0224-x
- Bhatia, M. S. y Goyal, A. (2018). Anxiety disorders in children and adolescents: Need for early detection. *Journal of Postgraduate Medicine*, 64, 75-76. doi:10.4103/jpgm.JPGM_65_18

-
- Birmaher, B., Brent, D., Chiappetta, L., Bridge, J., Monga, S. y Baugher, M. (1999). Psychometric properties of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): A replication study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 38, 1230-1236. doi:10.1097/00004583-199910000-00011
- Bittner, A., Egger, H. L., Erkanli, A., Costello, E. J., Foley, D. L. y Angold, A. (2007). What do childhood anxiety disorders predict? *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 48, 1174-1183. doi:10.1111/j.1469-7610.2007.01812.x
- Broeren, S., Muris, P., Diamantopoulou, S. y Baker, J. R. (2013). The course of childhood anxiety symptoms: Developmental trajectories and child-related factors in normal children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41, 81-95. doi:10.1007/s10802-012-9669-9
- Canals, J., Voltas, N., Hernández-Martínez, C., Cosi, S. y Arija, V. (2019). Prevalence of DSM-5 anxiety disorders, comorbidity, and persistence of symptoms in Spanish early adolescents. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 28, 131-143. doi:10.1007/s00787-018-1207-z
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2). Recuperado de http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0864-21412017000200004&lng=es&tlng=es
- Clark, D. A. y Taylor, S. (2009). The transdiagnostic perspective on cognitive-behavioral therapy for anxiety and depression: New wine for old wineskins? *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 23, 60-66. doi:10.1891/0889-8391.23.1.60
- Cohen, J. (1998). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2a ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Craske, M. G. (2012). Transdiagnostic treatment for anxiety and depression. *Depression and Anxiety*, 29, 749-753. doi:10.1002/da.21992
- Crowe, K. y McKay, D. (2017). Efficacy of cognitive-behavioral therapy for childhood anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 49, 76-87. doi:10.1016/j.janxdis.2017.04.001
- Cummings, C. M., Caporino, N. E. y Kendall, P. C. (2014). Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. *Psychological bulletin*, 140, 816-845. doi:10.1037/a0034733
-

- Dadds, M. R., James, R. C., Barrett, P. M. y Verhulst, F. C. (2004). Diagnostic issues. En T. H. Ollendick y J. S. March (Eds.), *Phobic and anxiety disorders in children and adolescents: A clinician's guide to effective psychosocial and pharmacological interventions* (pp. 3-33). Oxford, Reino Unido: Oxford University Press.
- de Lijster J. M., Dieleman, G. C., Utens E. M. W. J., Dierckx, B., Wierenga, M., Verhulst, F. C. y Legerstee, J. S. (2018). Social and academic functioning in adolescents with anxiety disorders: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, 230, 108-117. doi:10.1016/j.jad.2018.01.008
- DeSousa, D. A., Pereira, A. S., Petersen, C. S., Manfro, G. G., Salum, G. A. y Koller, S.H. (2014). Psychometric properties of the Brazilian-Portuguese version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS): Self- and parent-report versions. *Journal of Anxiety Disorders*, 28, 427-436. doi:10.1016/j.janxdis.2014.03.006
- Di Riso, D., Chessa, D., Bobbio, A. y Lis, A. (2013). Factorial structure of the SCAS and its relationship with the SDQ: A study with Italian children. *European Journal of Psychological Assessment*, 29, 28-35. doi:10.1027/1015-5759/a000117
- Domínguez-Sánchez, F. J., Lasa-Aristu, A., Amor, P. J. y Holgado-Tello, F. P. (2013). Psychometric properties of the Spanish version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *Assessment*, 20, 253-261. doi:10.1177/1073191110397274
- Dozois, D. J. A., Seeds, P. M. y Collins, K. A. (2009). Transdiagnostic approaches to the prevention of depression and anxiety. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 23, 44-59. doi:10.1891/0889-8391.23.1.44
- Essau, C. A. y Ollendick, T. H. (2013). *The Super Skills for Life Programme*. London, Reino Unido: University of Roehampton.
- Essau, C. A., Conradt, J., Sasagawa, S. y Ollendick, T. H. (2012b). Prevention of anxiety symptoms in children: A universal school-based trial. *Behavior Therapy*, 43, 450-464. doi:10.1016/j.beth.2011.08.003
- Essau, C. A., Leung, P. W. L., Conradt, J., Cheng, H. y Wong, T. (2008). Anxiety symptoms in Chinese and German adolescents: their relationship with early learning experiences, perfectionism and learning motivation. *Depression & Anxiety*, 25, 801-810. doi:10.1002/da.20334

-
- Essau, C. A., Muris, P. y Ederer, E. M. (2002). Reliability and validity of the Spence Children's Anxiety Scale and the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders in German children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 33, 1-18. doi:10.1016/S0005-7916(02)00005-8
- Essau, C. A., Olaya, B., Pasha, G., O'Callaghan, J. y Bray, D. (2012a). The structure of anxiety symptoms among adolescents in Iran: a confirmatory factor analytic study of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 871-878. doi:10.1016/j.janxdis.2012.08.001
- Essau, C. A., Olaya, B., Sasagawa, S., Pithia, J., Bray, D. y Ollendick, T. H. (2014). Integrating video-feedback and cognitive preparation, social skills training and behavioural activation in a cognitive behavioural therapy in the treatment of childhood anxiety. *Journal of Affective Disorders*, 167, 261-267. doi:10.1016/j.jad.2014.05.056
- Essau, C. A., Sakano, Y., Ishikawa, S. y Sasagawa, S. (2004). Anxiety symptoms in Japanese and in German children. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 601-612. doi:10.1016/S0005-7967(03)00164-5
- Essau, C. A., Sasagawa, S., Anastassiou-Hadjicharalambous, X., Olaya, B. y Ollendick, T. H. (2011). Psychometric properties of the Spence Child Anxiety Scale with adolescents from five European countries. *Journal of Anxiety Disorders*, 25, 19-27. doi:10.1016/j.janxdis.2010.07.001
- Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M. y Ware, J. H. (2004). *Applied longitudinal analysis*. Boston: John Wiley & Sons.
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. Nueva York, NY: Wiley.
- Garber, J. y Weersing, V. R. (2010). Comorbidity of anxiety and depression in youth: Implications for treatment and prevention. *Clinical Psychology (New York)*, 17, 293-306. doi:10.1111/j.1468-2850.2010.01221.x
- Garber, J., Brunwasser, S. M., Zerr, A. A., Schwartz, K. T., Sova, K. y Weersing, V. R. (2016). Treatment and prevention of depression and anxiety in youth: Test of cross-over effects. *Depression and anxiety*, 33, 939-959. doi:10.1002/da.22519
-

- García-Escalera, J., Chorot, P., Valiente, R. M., Reales, J. M. y Sandín, B. (2016). Efficacy of transdiagnostic cognitive-behavioral therapy for anxiety and depression in adults, children and adolescents: A meta-analysis. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 21, 147-175. doi:10.5944/rppc.vol.21.num.3.2016.17811
- García-Escalera, J., Valiente, R. M., Chorot, P., Ehrenreich-May, J., Kennedy, S. M. y Sandín, B. (2017). The Spanish version of the Unified Protocol for Transdiagnostic Treatment of Emotional Disorders in Adolescents (UP-A) Adapted as a school-based anxiety and depression prevention program: Study protocol for a cluster randomized controlled trial. *JMIR Research Protocols*, 21, 6(8):e149. doi:10.2196/resprot.7934
- Garnefski, N. y Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric features and prospective relationships with depression and anxiety in adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(3), 141-149. doi:10.1027/1015-5759.23.3.141
- Garnefski, N., Kraaij, V. y Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30, 1311-1327. doi:10.1016/S0191-8869(00)00113-6
- Garnefski, N., Kraaij, V. y Spinhoven, P. (2002). *CERQ: Manual for the use of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*. Leiderdorp, Países Bajos: DATEC.
- Garnefski, N., Rieffe, C., Jellesma, F., Terwogt, M. M. y Kraaij, V. (2007). Cognitive emotion regulation strategies and emotional problems in 9-11-year-old children: The development of an instrument. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 16, 1-9. doi:10.1007/s00787-006-0562-3
- Ghandour, R. M., Sherman, L. J., Vladutiu, C. J., Ali, M. M., Lynch, S. E., Bitsko, R. H. y Blumberg, S. J. (2019). Prevalence and treatment of depression, anxiety, and conduct problems in US children. *The Journal of Pediatrics*, 206, 256-267.e3. doi:10.1016/j.jpeds.2018.09.021
- Goodman, R. (1997). The strengths and difficulties questionnaire: a research note. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38, 581-586. doi:10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x
- Goodman, R. (2001). Psychometric properties of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 40, 1337-1345. doi:10.1097/00004583-200111000-00015

-
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda y C. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Londres, Reino Unido: L.E.A.
- Horowitz, J. L. y Garber, J. (2006). The prevention of depressive symptoms in children and adolescents: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 74*, 401-415. doi:10.1037/0022-006X.74.3.401
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Huber, L., Plötner, M. y Schmitz, J. (2019). Social competence and psychopathology in early childhood: A systematic review. *European Child & Adolescent Psychiatry, 28*, 443-459. doi:10.1007/s00787-018-1152-x
- Ishikawa, S. I., Shimotsu, S., Ono, T., Sasagawa, S., Kondo-Ikemura, K., Sakano, Y. y Spence, S. H. (2014). A parental report of children's anxiety symptoms in Japan. *Child Psychiatry & Human Development, 45*, 306-317. doi:10.1007/s10578-013-0401-y
- Ishikawa, S., Sato, H. y Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders, 23*, 104-111. doi:10.1016/j.janxdis.2008.04.003
- Izquierdo-Sotorrió, E., Holgado-Tello, F. P. y Carrasco, M. A. (2016). Incremental validity and informant effect from a multi-method perspective: Assessing relations between parental acceptance and children's behavioral problems. *Frontiers in Psychology, 7*, 664. doi:10.3389/fpsyg.2016.00664
- Jermann, F., Van der Linden, M., d'Acremont, M. y Zermatten, A. (2006). Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ): Confirmatory factor analysis and psychometric properties of the French translation. *European Journal of Psychological Assessment, 22*, 126-131. doi:10.1027/1015-5759.22.2.126
- Kösters, M. P., Chinapaw, M. J., Zwaanswijk, M., van der Wal, M. F. y Koot, H. M. (2015). Indicated prevention of childhood anxiety and depression: Results from a practice-based study up to 12 months after intervention. *American Journal of Public Health, 105*, 2005-2013. doi:10.2105/AJPH.2015.302742
-

- Kovacs, M. (1992). *Children Depression Inventory CDI: Manual*. Nueva York: Multi-Health Systems.
- Legerstee, J. S., Garnefski, N., Jellesma, F. C., Verhulst, F. C. y Utens, E. M. W. J. (2010). Cognitive coping and childhood anxiety disorders. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 19, 143-150. doi:10.1007/s00787-51-6
- Li, J. B., Delvecchio, E., Di Riso, D., Nie, Y. G. y Lis, A. (2016). The parent-version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) in Chinese and Italian community samples: Validation and cross-cultural comparison. *Child Psychiatry & Human Development*, 47, 369-383. doi:10.1007/s10578-015-0572-9
- Li, J. C., Lau, W. y Au, T. K. (2011). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale in a Hong Kong Chinese community sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 25, 584-591.
- Liang, K. Y. y Zeger, S. L. (1986). Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, 73(1), 13-22. doi:10.1093/biomet/73.1.13
- Liu, W., Chen, L. y Blue, P. R. (2016). Chinese adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *PLoS One*, 11(2), e0150206. doi:10.1371/journal.pone.0150206
- Loona, M. I. y Kamal, A. (2013). Translation and validation of Spence Child Anxiety Scale-Parent version (SCAS-P). *Journal of Behavioural Sciences*, 23, 62-76.
- Lyneham, H. J., Sbrulati, E. S., Abbott, M. J., Rapee, R. M., Hudson, J. L., Tolin, D. F. y Carlson, S. E. (2013). Psychometric properties of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS). *Journal of Anxiety Disorders*, 27, 711-719. doi:10.1016/j.janxdis.2013.09.008
- Mah, V. K. y Ford-Jones, E. L. (2012). Spotlight on middle childhood: Rejuvenating the 'forgotten years'. *Paediatrics & Child Health*, 17, 81-83. doi:10.1093/pch/17.2.81
- Marques, T., Pereira, A. I., Pedro, M., Russo, V., Goes, A. R. y Barros, L. (2015). Preliminary analysis of the Portuguese version of the Child Anxiety Life Interference Scale. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28, 454-462. doi:10.1590/1678-7153.201528304
- Martinsen, K. D., Kendall, P. C., Stark, K. y Neumer S. P. (2016). Prevention of Anxiety and Depression in children: Acceptability and feasibility of the transdiagnostic EMOTION program. *Cognitive and Behavioral Practice*, 23, 1-13. doi:10.1016/j.cbpra.2014.06.005

- Martinsen, K. D., Rasmussen, L. M. P., Wentzel-Larsen, T., Holen, S., Sund, A. M., Løvaas, M. E. S., . . . Neumer, S. P. (2019). Prevention of anxiety and depression in school children: Effectiveness of the transdiagnostic EMOTION program. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 87*, 212-219. doi:10.1037/ccp0000360
- McCarney, R., Warner, J., Iliffe, S., van Haselen, R., Griffin, M. y Fisher, P. (2007). The Hawthorne effect: A randomised, controlled trial. *BMC Medical Research Methodology, 7*, 30. doi:10.1186/1471-2288-7-30
- Megreya, A. M., Latzman, R. D., Al-Attayah, A. A. y Alrashidi, M. (2016). The robustness of the nine-factor structure of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire across four arabic-speaking middle eastern countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 47*, 875-890. doi:10.1177/0022022116644785
- Mellon, R. C. y Moutavelis, A. G. (2007). Structure, developmental course, and correlates of children's anxiety disorder-related behavior in a Hellenic community sample. *Journal of Anxiety Disorders, 21*, 1-21. doi:10.1016/j.janxdis.2006.03.008
- Melton, T. H., Croarkin, P. E., Strawn, J. R. y McClintock, S. M. (2016). Comorbid anxiety and depressive symptoms in children and adolescents: A systematic review and analysis. *Journal of psychiatric practice, 22*, 84-98. doi:10.1097/PRA.0000000000000132
- Merikangas, K. R., He, J. P., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Cui, L., ... Swendsen, J. (2010). Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: results from the National Comorbidity Survey Replication-Adolescent Supplement (NCS-A). *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 49*, 980-989. doi:10.1016/j.jaac.2010.05.017
- Monkeviciené, O., Mishara, B. L. y Dufour, S. (2006). Effects of the Zippy's Friends Programme on children's coping abilities during the transition from kindergarten to elementary school. *Early Childhood Education Journal, 34*, 53-60. doi:10.1007/s10643-006-0104-0
- Montoya-Castilla, I. (2015). La evaluación psicológica en la psicología clínica infanto-juvenil. En R. González e I. Montoya-Castilla (Coords.), *Psicología clínica infanto-juvenil* (pp. 41-64). Madrid: Ediciones Pirámide.

- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157. doi:10.7334/psicothema2013.24
- Muris, P. (2017). Specific Phobias. En J. L. Matson (Ed.), *Handbook of childhood psychopathology and developmental disabilities treatment. Autism and child psychopathology series* (pp. 207-219). Cham, Suiza: Springer International Publishing AG. doi:10.1007/978-3-319-71210-9_12
- Muris, P., Merckelbach, H., Ollendick, T., King, N. y Bogie, N. (2002a). Three traditional and three new childhood anxiety questionnaires: Their reliability and validity in a normal adolescent sample. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 753-772. doi:10.1016/S0005-7967(01)00056-0
- Muris, P., Schmidt, H., Engelbrecht, P. y Perold, M. (2002b). DSM-IV-defined anxiety disorder symptoms in South African children. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 41, 1360-1368. doi:10.1097/00004583-200211000-00018
- Muris, P., Simon, E., Lijphart, H., Bos, A., Hale, W. 3rd., Schmeitz, K. e International Child and Adolescent Anxiety Assessment Expert Group (ICAAAEG). (2017). The Youth Anxiety Measure for DSM-5 (YAM-5): Development and first psychometric evidence of a new scale for assessing anxiety disorders symptoms of children and adolescents. *Child Psychiatry & Human Development*, 48, 1-17. doi:10.1007/s10578-016-0648-1
- Nail, J. E., Christofferson, J., Ginsburg, G. S., Drake, K., Kendall, P. C., McCracken, J. T., ... Sakolsky, D. (2015). Academic impairment and impact of treatments among youth with anxiety disorders. *Child Youth Care Forum*, 44, 327-342. doi:10.1007/s10566-014-9290-x
- Nauta, M. H. (2005). *Anxiety disorders in children and adolescents: Assessment, cognitive behavioural therapy, and predictors of treatment outcome s.n.* Recuperado de <http://dissertations.ub.rug.nl/FILES/faculties/gmw/2005/m.h.nauta/c2.pdf>
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H. y Waters, A. (2004). A parent report measure of children's anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 813-839. doi:10.1016/S0005-7967(03)00200-6
- Nehmy, T. J. (2010). School-based prevention of depression and anxiety in Australia: Current state and future directions. *Clinical Psychologist*, 14(3), 74-83. doi:10.1080/13284207.2010.524884

- Olofsdotter, S., Sonnby, K., Vadlin, S., Furmark, T. y Nilsson, K. W. (2016). Assessing adolescent anxiety in general psychiatric care: Diagnostic accuracy of the Swedish self-report and parent versions of the Spence children's anxiety scale. *Assessment*, 23, 747-757. doi:10.1177/1073191115583858
- Orgilés, M. (2014). *Tratando... fobia a la oscuridad en la infancia y adolescencia*. Madrid: Pirámide.
- Orgilés, M., Méndez, X., Espada, J. P., Carballo, J. L. y Piqueras, J. A. (2012a). Síntomas de trastornos de ansiedad en niños y adolescentes: Diferencias en función de la edad y el sexo en una muestra comunitaria. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 5, 115-120. doi:10.1016/j.rpsm.2012.01.005
- Orgilés, M., Méndez, X., Spence, S. H., Huedo-Medina, T. B. y Espada, J. P. (2012b). Spanish validation of the Spence Children's Anxiety Scale. *Child Psychiatry & Human Development*, 43, 271-281. doi:10.1007/s10578-011-0265-y
- Orgilés, M., Spence, S. H., Marzo, J. C., Méndez, X. y Espada, J. P. (2013). Psychometric Properties and factorial structure of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Spanish adolescents. *Journal of Personality Assessment*, 96, 95-102. doi:10.1080/00223891.2013.816716
- Papalia, D. E., Feldman, R. D. y Martorell, G. (2012). *Desarrollo humano* (12a. ed.). México: McGraw-Hill.
- Polanczyk, G., Salum, G., Sugaya, L., Caye, A. y Rohde, L. (2015). Annual Research Review: A meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. *Journal of child psychology and psychiatry, and allied disciplines*, 56, 345-365. doi:10.1111/jcpp.12381
- Pophillat, E., Rooney, R. M., Nesa, M., Davis, M. C., Baughman, N., Hassan, S. y Kane, R. T. (2016). Preventing internalizing problems in 6-8 year old children: A universal school-based program. *Frontiers in psychology*, 7, 1928. doi:10.3389/fpsyg.2016.01928
- Popp, L., Neuschwander, M., Mannstadt, S., In-Albon, T. y Schneider, S. (2017). Parent-child diagnostic agreement on anxiety symptoms with a structured diagnostic interview for mental disorders in children. *Frontiers in Psychology*, 8, 404. doi:10.3389/fpsyg.2017.00404

- Rapee, R. M. (2018). Anxiety disorders in children and adolescents: Nature, development, treatment and prevention. En J. M. Rey (Ed.), *IACAPAP e-Textbook of Child and Adolescent Mental Health* (Section F.1). Geneva: International Association for Child and Adolescent Psychiatry and Allied Professions. Recuperado de <http://iacapap.org/wp-content/uploads/F.1-Anxiety-Disorders-2018-UPDATE.pdf>
- Rapee, R. M., Bögels, S. M., Van Der Sluis, C. M., Craske, M. G. y Ollendick, T. (2012). Annual research review: Conceptualising functional impairment in children and adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 53(5), 454-468. doi:10.1111/j.1469-7610.2011.02479.x
- Rohde, P., Lewinsohn, P. M., Klein, D. N., Seeley, J. R. y Gau, J. M. (2013). Key characteristics of major depressive disorder occurring in childhood, adolescence, emerging adulthood, adulthood. *Clinical Psychological Science: A Journal of the Association for Psychological Science*, 1(1). doi:10.1177/2167702612457599
- Romero, K., Canals, J., Hernández-Martínez, C., Jané, M. C., Viñas, F. y Domènech-Llaberia, E. (2010). Comorbidity between SCARED anxiety factors and depressive symptomatology in 8- to 12-year-old children. *Psicothema*, 22, 613-618.
- Rosell, Y. (2012). *Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5-12 (BETA)*. Recuperado de <http://users.ugent.be/~yrosseel/lavaan/lavaanIntroduction.pdf>
- Sánchez-Meca, J. y Botella, J. (2010). Revisiones sistemáticas y meta-análisis: Herramientas para la práctica profesional. *Papeles del Psicólogo*, 31, 7-17.
- Sánchez-Meca, J. y López-Pina, J. A. (2008). El enfoque meta-analítico de generalización de la fiabilidad. *Acción Psicológica*, 5, 37-64.
- Schäfer, J. Ö., Naumann, E., Holmes, E. A., Tuschen-Caffier, B. y Samson, A. C. (2017). Emotion regulation strategies in depressive and anxiety symptoms in youth: A meta-analytic review. *Journal of Youth and Adolescence*, 46, 261-276. doi:10.1007/s10964-016-0585-0
- Settipani, C. A. y Kendall, P. C. (2013). Social functioning in youth with anxiety disorders: association with anxiety severity and outcomes from cognitive-behavioral therapy. *Child Psychiatry & Human Development*, 44, 1-18. doi:10.1007/s10578-012-0307-0

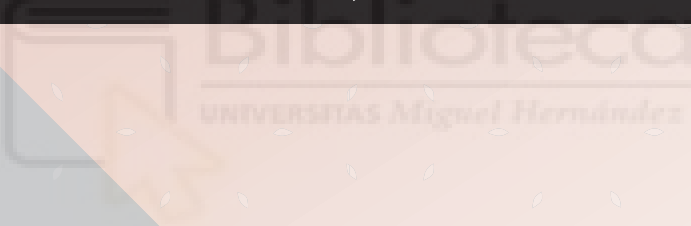
-
- Silverman, W. K. y Ollendick, T. H. (2008). Child and adolescent anxiety disorders. En J. H. Hunsley y E. J. Mash (Eds.), *A guide to assessments that work* (pp. 181-206). Nueva York, NY: Oxford University Press, Inc.
- Silverman, W. K., Pina, A. A. y Viswesvaran, C. (2008). Evidence-based psychosocial treatments for phobic and anxiety disorders in children and adolescents. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 37, 105-130. doi:10.1080/15374410701817907
- Spence, S. H. (1997). Structure of anxiety symptoms among children: A confirmatory factor-analytic study. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 280-297. doi:10.1037/0021-843X.106.2.280
- Spence, S. H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 545-566. doi:10.1016/S0005-7967(98)00034-5
- Spence, S. H., Barrett, P. M. y Turner, C. M. (2003). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale with young adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 605-625. doi:10.1016/S0887-6185(02)00236-0
- Spence, S. H., Rapee, R., McDonald, C. e Ingram, M. (2001). The structure of anxiety symptoms among preschoolers. *Behavior Research and Therapy*, 39, 1293-1316. doi:10.1016/S0005-7967(00)00098-X
- Spence, S. H., Zubrick, S. R. y Lawrence, D. (2018). A profile of social, separation and generalized anxiety disorders in an Australian nationally representative sample of children and adolescents: Prevalence, comorbidity and correlates. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 52, 446-460. doi:10.1177/0004867417741981
- Spielberger, C. D. (1973). *State-trait anxiety inventory for children*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Stallard, P., Skryabina, E., Taylor, G., Phillips, R., Daniels, H., Anderson, R. y Simpson, N. (2014). Classroom-based cognitive behaviour therapy (FRIENDS): A cluster randomised controlled trial to Prevent Anxiety in Children through Education in Schools (PACES). *Lancet Psychiatry*, 1, 185-192. doi:10.1016/S2215-0366(14)70244-5
-

- Sterba, S. K., Prinstein, M. J. y Cox, M. J. (2007). Trajectories of internalizing problems across childhood: Heterogeneity, external validity, and gender differences. *Development and Psychopathology*, 19, 345-366.
- Stockings, E. A., Degenhardt, L., Dobbins, T., Lee, Y. Y., Erskine, H. E., Whiteford, H. A. y Patton, G. (2016). Preventing depression and anxiety in young people: A review of the joint efficacy of universal, selective and indicated prevention. *Psychological Medicine*, 46, 11-26. doi:10.1017/S0033291715001725
- Teubert, D. y Pinquart, M. (2011). A meta-analytic review on the prevention of symptoms of anxiety in children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 25, 1046-1059. doi:10.1016/j.janxdis.2011.07.001
- Tortella-Feliu, M., Balle, M., Servera, M. y García de la Banda, G. (2005). Propiedades psicométricas de la adaptación catalana de la Escala de Ansiedad en Niños/as de Spence (SCAS). *Psicología Conductual*, 13, 111-123.
- Tsocheva, I., Sasagawa, S., Georgiou, G. y Essau, C. (2013). Psychometric properties of the Bulgarian translation of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Psychological Abnormalities in Children*, 1, 101. doi:10.4172/2329-9525.1000101
- Tuna, E. y Bozo, Ö. (2012). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Factor structure and psychometric properties of the Turkish version. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(4), 564-570. doi:10.1007/s10862-012-9303-8
- Viechtbauer, W. (2010). *metafor: Meta-analysis package for R. R package version 1.4-0*. Recuperado de <http://CRAN.R-project.org/package=metafor>
- Volpe, R. J. y Dupaul, G. J. (2001). Assessment with brief behavior rating scales. En J. J. W. Andrews, D. H. Saklofske y H. L. Janzen (Eds.), *Handbook of psychoeducational assessment: Ability, achievement, and behavior in children* (pp. 357-387). San Diego, CA: Academic Press. doi:10.1016/B978-012058570-0/50014-8
- Wang, M., Meng, Q., Liu, L. y Liu, J. (2016). Reliability and validity of the Spence Children's Anxiety Scale for parents in Mainland Chinese children and adolescents. *Child Psychiatry & Human Development*, 47, 830-839. doi:10.1007/s10578-015-0615-2

-
- Werner-Seidler, A., Perry, Y., Calear, A. L., Newby, J. M. y Christensen, H. (2017). School-based depression and anxiety prevention programs for young people: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 51, 30-47. doi:10.1016/j.cpr.2016.10.005
- Whiteside, S. P. y Brown, A. M. (2008). Exploring the utility of the Spence Children's Anxiety Scales parent- and child-report forms in a North American sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 22, 1440-1446. doi:10.1016/j.janxdis.2008.02.006
- Willner, C. J., Gatzke-Kopp, L. M. y Bray, B. C. (2016). The dynamics of internalizing and externalizing comorbidity across the early school years. *Development and psychopathology*, 28(4pt1), 1033-1052. doi:10.1017/S0954579416000687
- Wolgensingler, L. (2015). Cognitive behavioral group therapy for anxiety: Recent developments. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17, 347-351.
- Wong, M. (2015). Voices of children, parents and teachers: How children cope with stress during school transition. *Early Child Development and Care*, 185, 658-678. doi:10.1080/03004430.2014.948872
- Yoo, J. P., Brown, P. J. y Luthar, S. S. (2009). Children with co-occurring anxiety and externalizing disorders: Family risks and implications for competence. *The American Journal of Orthopsychiatry*, 79, 532-540. doi:10.1037/a0017848
- Zhao, J., Xing, X. y Wang, M. (2012). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Mainland Chinese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 728-36. doi:10.1016/j.janxdis.2012.05.006.
- Zhu, X., Auerbach, R. P., Yao, S., Abela, J. R. Z., Xiao, J. y Tong, X. (2008). Psychometric properties of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Chinese version. *Cognition and Emotion*, 22, 288-307. doi:10.1080/02699930701369035

| 12

ANEXOS (Publicaciones)



Publicación 1

■ **A SYSTEMATIC REVIEW OF THE FACTOR STRUCTURE AND RELIABILITY OF THE SPENCE CHILDREN'S ANXIETY SCALE**

Mireia Orgilés^a, Iván Fernández-Martínez^a, Alejandro Guillén-Riquelme^a, José P. Espada^a y Cecilia A. Essau^b

^aUniversidad Miguel Hernández (España)

^bUniversidad de Roehampton (Reino Unido)

Artículo publicado en *Journal of Affective Disorders* en 2016

Factor de Impacto 2016 = 3.432

Cuartil 1 de la categoría *Psychiatry* – Journal Citation Reports, puesto 26º de 139

Referencia

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Guillén-Riquelme, A., Espada, J. P. y Essau, C. A. (2016). A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Affective Disorders*, 190, 333-340. doi:10.1016/j.jad.2015.09.055

Research report

A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale

Mireia Orgilés^{a,*}, Iván Fernández-Martínez^a, Alejandro Guillén-Riquelme^a, José P. Espada^a, Cecilia A. Essau^b

^a Miguel Hernández University, Spain

^b University of Roehampton, United Kingdom

ABSTRACT

Background: The Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) is a widely used instrument for assessing symptoms of anxiety disorders among children and adolescents. Previous studies have demonstrated its good reliability for children and adolescents from different backgrounds. However, remarkable variability in the reliability of the SCAS across studies and inconsistent results regarding its factor structure has been found.

Methods: The present study aims to examine the SCAS factor structure by means of a systematic review with narrative synthesis, the mean reliability of the SCAS by means of a meta-analysis, and the influence of the moderators on the SCAS reliability. Databases employed to collect the studies included Scholar Google, PsycARTICLES, PsycINFO, Web of Science, and Scopus since 1997.

Results: Twenty-nine and 32 studies, which examined the factor structure and the internal consistency of the SCAS, respectively, were included. The SCAS was found to have strong internal consistency, influenced by different moderators. The systematic review demonstrated that the original six-factor model was supported by most studies.

Limitations: Factorial invariance studies (across age, gender, country) and test-retest reliability of the SCAS were not examined in this study.

Conclusions: It is concluded that the SCAS is a reliable instrument for cross-cultural use, and it is suggested that the original six-factor model is appropriate for cross-cultural application.

Keywords:

Spence Children's Anxiety Scale
Children
Adolescents
Cross-cultural
Systematic review
Reliability generalization meta-analysis

1. A systematic review of the factor structure and reliability of the SCAS

Anxiety disorders are one of the most prevalent mental health problems in children and adolescents (Cartwright-Hatton et al., 2006; Costello et al., 2005). Due to the negative impact that anxiety symptoms may have on child development, early detection and treatment are important (Bittner et al., 2007; Orgilés et al., 2012). For this task, providing reliable and valid screening measures of anxiety symptoms is essential (DeSousa et al., 2014). Given their advantages over other assessment methods, such as interviews, self-reports are suitable instruments for early detection of anxiety symptoms (Nauta, 2005; Spence et al., 2003).

Several self-reports have demonstrated good psychometric properties for assessing symptoms of anxiety disorders (Muris

et al., 2002a). The Spence Children's Anxiety Scale (SCAS; Spence, 1997, 1998) has been one of the anxiety scales used most by researchers and clinicians since it was created (Orgilés et al., 2013). Several positive aspects may explain the wide use of this instrument. Mainly, the SCAS was designed specifically for assessing anxiety symptoms in children and adolescents and it includes symptoms of the most common anxiety disorders based on DSM-IV criteria (American Psychiatric Association, 2000; Essau et al., 2011a). Moreover, the SCAS has other qualities, such as a great capacity for assessing symptoms of anxiety disorders in general populations with remarkable cost-efficiency, as well as providing a broad measure of the frequency of the main symptoms of anxiety with a four-point scale (Nauta et al., 2004; Muris et al., 2000; Spence, 1998; Whiteside and Brown, 2008). In addition, the SCAS provides enough data to guide clinicians through the diagnosis process or to assess the impact of the treatment (Brown and Barlow, 2009).

The SCAS was developed to assess the severity of symptoms of the most common anxiety disorders in children and adolescents aged between 8 and 17 years. It consists of 44 items; 38 items

* Correspondence to: Miguel Hernández University, Department of Health Psychology, Avda. de la Universidad s/n, Elche 03202, Alicante, Spain.

E-mail address: morgiles@umh.es (M. Orgilés).

reflect specific symptoms of anxiety disorders, including panic attack and agoraphobia (PA; 9 items), separation anxiety disorder (SAD; 6 items), obsessive-compulsive disorder (OCD; 6 items), social phobia (SP; 6 items), generalized anxiety disorder (GAD; 6 items), and physical injury fears (PIF; 5 items); six are positive filler items included to reduce response bias but ignored in the scoring process. Each item is rated on a 4-point scale ranging from 0 (*never*) to 3 (*always*). Although the SCAS was originally created to be applied to Australian children aged 8–12 (Spence, 1997, 1998) and adolescents aged 13–14 (Spence et al., 2003), since its creation it has been translated into 19 languages (Orgilés et al., 2013), and this number is constantly increasing. The psychometric properties and factorial structure of the SCAS have been examined in samples from numerous countries, including Belgium (Muris, et al., 2002a), Brazil (DeSousa et al., 2014), Bulgaria (Tsocheva et al., 2013), China (Essau et al., 2008; Li et al., 2011; Zhao et al., 2012), Colombia (Crane and Campbell, 2010), Cyprus (Essau et al., 2011a, 2011b), England (Essau et al., 2011b), Germany (Essau et al., 2008, 2011b, 2002, 2004), Greece (Mellon and Moutavelis, 2007), Iran (Essau et al., 2012), Italy (Essau et al., 2011b; Di Riso et al., 2013), Japan (Essau et al., 2004; Ishikawa et al., 2009), Mexico (Hernández-Guzmán et al., 2010), South Africa (Muris et al., 2002b), Spain (Carrillo et al., 2012; Godoy et al., 2011; Orgilés et al., 2012, 2013; Tortella-Feliu et al., 2005), Sweden (Essau et al., 2011b), the Netherlands (Muris, et al., 2000), and the USA (Whiteside and Brown, 2008). However, although there is enough empirical evidence demonstrating the reliability of the SCAS in different cultures, variability has been found among studies in the alpha values on each SCAS subscale and on the SCAS total score; for example a variability in the SAD subscale from 0.55 (Orgilés et al., 2013) to 0.85 (Essau et al., 2011b). These differences could indicate that the reliability of the scale may be influenced by different variables, such as the country, age, gender, or sample size.

Regarding its structure, the original studies developed with Australian samples found a six-factor model (Spence 1997, 1998; Spence et al., 2003) that has been supported in most countries and cultures (e.g., Australia, Bulgaria, Brazil, Colombia, Cyprus, Germany, Greece, Iran, Italy, Mexico, and Spain). The largest cross-cultural study conducted to date with German, Cypriot, British, Swedish, and Italian samples provided strong support for the six-correlated factor model (Essau et al., 2011b); however, a different factor structure fit the data better for samples from some countries. A five-factor model fit the data for samples from Germany (Essau et al., 2002, 2004), Japan (Essau et al., 2004; Ishikawa et al., 2009), and China (Essau et al., 2008). Similarly, a study in South Africa provided support for a four-factor structure (Muris et al., 2002b). These findings have prompted some controversy about the cross-cultural generalizability of the original six-factor model (e.g., Essau et al., 2011b).

To summarize, despite its frequent use, to our knowledge no study has examined the mean reliability of the SCAS using meta-analytic techniques. In addition, no study has provided data about the existence of variability across studies of reliability of the SCAS, and no study has conducted an analysis of moderators. Given its use for both research and clinical purposes, it is important to analyze all these data by means of a strong meta-analysis. The implications of the results could be important for the implementation of the instrument. First, because conducting a meta-analysis allows inferring the mean reliability of the SCAS taking into account all the studies found. In this line, the present study would contribute valuable information about the reliability of the instrument and its utility to assess anxiety in cross-cultural settings (Sánchez-Meca and Botella, 2010; Sánchez-Meca and López-Pina, 2008). Second, because the reliability might vary depending on certain variables that should be considered to avoid bias in the results. Therefore, an analysis of the moderators could provide

valuable information about how the mean reliability of the instrument ranges in function of different variables; for example, how the mean reliability ranges across countries, adding valuable information for the cross-cultural use of the SCAS, could be estimated for the first time. Moreover, given the large number of translations and validations of the SCAS since its development in 1997, it is necessary to conduct a systematic review in order to determine the real cross-cultural support for the original six-factor model proposed by Spence (1997, 1998) and Spence et al. (2003).

In line with the studies that encourage the use of evidence-based instruments, the present study intends to fill these gaps by conducting a systematic review of the factor structure and reliability of the SCAS. More specific aims of this study are to: (a) determine the extent to which the original six-factor model is the most supported; (b) estimate the mean reliability of the SCAS total score and its six subscales; and (c) conduct an analysis of moderators of the reliability of the SCAS.

2. Method

2.1. Selection of studies

We searched for empirical studies focused on the psychometric properties of the SCAS in either community or clinical samples of children and/or adolescents. All studies published in English or Spanish examining the psychometric properties of the SCAS and/or its factor structure were considered. We searched for any article in the main electronic databases (Scholar Google, PsycARTICLES, PsycINFO, Web of Science, and Scopus) that included any of the following keywords: “SCAS,” “Spence Children’s Anxiety Scale,” “anxiety disorders children adolescents,” and/or “anxiety symptoms children adolescents” in the title or abstract. We searched for articles published from the year the SCAS was first published (1997) until May 2014, the month we concluded our search. Two of the authors conducted this search independently, resulting in a similar list of studies on the SCAS. After applying the inclusion criteria, 29 articles were retained, and none of them included overlapping samples with other articles published by the same authors. The PRISMA flow diagram of the literature review process is presented in Fig. 1.

2.2. Data extraction

All the articles were reviewed to extract the relevant information. The following data were recorded: (1) year of publication of the study; (2) name of the journal that published the article; (3) country in which the study was conducted; (4) language in which the article was published; (5) sample size; (6) mean age and standard deviation of the sample; (7) percentage of girls; (8) minimum and maximum age of the sample; (9) type of population (clinical or community); (10) data about factor structure (number of factors extracted; method used: exploratory factor analysis and/or confirmatory factor analysis; percentages of explained variance; final number of items of the SCAS); (11) Cronbach’s alphas for each SCAS subscale and for the total score; (12) means and standard deviation for each SCAS subscale and for the total score; (13) most and least common symptoms; and (14) convergent validity.

2.3. Data analysis

A systematic review with narrative synthesis of the literature about the factor structure of the SCAS was performed. All the studies were exhaustively reviewed and all information about the SCAS factor structure was extracted (number of factors, method,

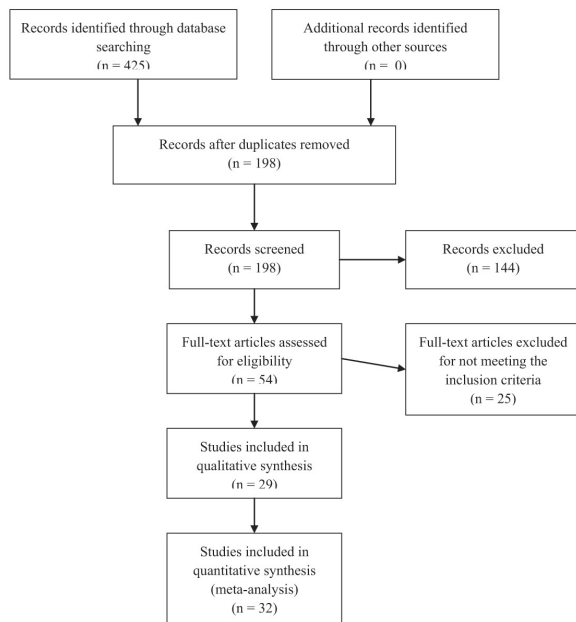


Fig. 1. PRISMA flow diagram of study selection process.

percentages of explained variance, final number of items).

A generalization study of the SCAS's reliability was conducted using a meta-analytic technique in order to quantitatively synthesize the research findings and infer whether a test is reliable across different samples or not (Sánchez-Meca and Botella, 2010; Sánchez-Meca and López-Pina, 2008). For each SCAS subscale and for the SCAS total score, the internal consistency was calculated using a meta-analysis of alpha coefficients. Due to the lack of a normal distribution of Cronbach's alpha values, the coefficients were transformed into *T* scores to normalize the reliability (Sánchez-Meca and López-Pina, 2008); the values were weighted by the inverse of the variance of the studies assigning different weights according to the sample size for each study, and the average *T* was retransformed to alpha values. For the estimation, the fixed effects method was selected. Publication bias analysis was conducted using Egger's test regression. Due to the reduced number of articles, we cannot assume the fulfillment of the necessary assumptions to run a random effects model. The *Q* statistic was used to estimate data homogeneity. Analyses were performed using the *metafor* package (Viechtbauer, 2010), which provides functions for conducting meta-analysis in *R*.

3. Results

3.1. SCAS factor structure

Twenty-nine studies that examined the SCAS factor structure were included in the systematic review: four studies used exploratory factor analysis (EFA), twenty used confirmatory factor analysis (CFA), and five studies used both EFA and CFA (see Table 1).

Heading the nine studies that used EFA, two of them were the original studies conducted by Susan Spence with Australian children (Spence, 1998) and adolescents (Spence et al., 2003) that supported the six-factor structure (i.e., PA, SAD, OCD, SP, GAD, and PIF). A study carried out with a Greek sample (Mellon and

Moutavelis, 2007) also supported the original six-factor solution, but a different structure was found in the remaining six studies. For the German (Essau et al., 2008) and Spanish (Tortella-Feliu et al., 2005) samples, a six-factor structure was found but slightly different from the original model; the study with the German sample included two factors on social phobia but none for physical injury fears, whereas the Spanish study included two factors on physical injury fears but none for generalized anxiety disorder. The studies conducted with German (Essau et al., 2002), Chinese (Essau et al., 2008), and Japanese (Ishikawa et al., 2009) samples found a five-factor model, while the study developed with a South African sample found that a four-factor solution provided the best fit of the data (Muris et al., 2002b).

With respect to the 25 studies that used CFA, 21 supported the original six-factor model (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003). Specifically, 14 studies found support for the original six-correlated factor model; two studies supported the original six-factor higher-order model (i.e., six correlated factors loading onto a single higher order factor representing a general dimension of anxiety problems), and five studies supported both models. For the German sample (Essau et al., 2008), a six-factor structure was found to have an acceptable fit but different from the original model. Besides, a five-factor model fit the data better for samples from China (Essau et al., 2008), Japan (Essau et al., 2004), and Germany (Essau et al., 2004) (Table 1).

3.2. Meta-analysis of internal consistency of the SCAS

Thirty-two studies, which were reported in 29 articles, examined the internal consistency of the SCAS representing a sample size of 29,350 children and adolescents with a mean age of 12.5 years. The samples came from Australia, China, Europe (Belgium, Bulgaria, Cyprus, England, Germany, Greece, Italy, Spain, Sweden, and the Netherlands), Iran, Japan, South Africa, South America (Brazil, Colombia, and Mexico), and the USA. The publication bias was analyzed using Egger's test regression and the result did not detect the existence of any publication bias ($Z=1.77$ ($p=0.08$)). The mean alpha coefficient for each subscale and for the SCAS total score was calculated (see Table 2), constituting the basic model of this study. The SCAS was found to have excellent mean reliability, with a mean alpha value of 0.92. Cronbach's alpha for the subscales ranged from 0.70 to 0.80, except for the PIF subscale, which had the lowest value ($\alpha=0.64$).

The homogeneity of the results was analyzed; the probability associated with the *Q* value was lower than .001, suggesting that the reliability of the SCAS was very heterogeneous across studies, as well as the necessity to conduct an analysis of moderators. Therefore, the analysis of moderators was conducted. First, the mean reliability of the six subscales and the SCAS total score was summarized (rounded off to the unit) for each average age. Meta-regression analyses were performed to determine the influence of age on the alpha values. The regression coefficients values were as follows: SAD = -0.001 ($p=.56$), SP = 0.002 ($p=.11$), OCD = 0.002 ($p=.002$), PA = 0.003 ($p < 0.001$), GAD = 0.005 ($p < 0.001$), PIF = 0.015 ($p < 0.001$), and SCAS total score = 0.003 ($p < 0.001$). As seen in Table 3, the reliability was very similar in all the mean ages, except for the mean age of 9 that showed less reliability. Second, the mean reliability of each subscale and for the SCAS total score was estimated for each country (Table 4). The reliability presented great variability among countries; however, the mean reliability of the SCAS ranged from moderate to high in all countries analyzed. Third, the percentage of girls, the size of the sample, the mean score, and the standard deviation were controlled (see Table 5). The results showed that the mean reliability is higher compared to the basic model when the percentage of girls, the size of the sample, and the mean score are controlled. Nonetheless, the

Table 1
Summary of the main data of the studies included in the systematic review.

Source (year)	Type of population	Country of study	Sample size	% Female	Range	Age	Examination of the SCAS factor structure		
							Mean (SD)	Method	Number of factors
Spence (1997)									
Study 1	C	Australia	698	60.89	8–12	10.19 (1.3)	CFA	6 ^{a,b}	N/A
Study 2	C	Australia	698	59.45	8–12	10.6 (1.31)	CFA	6 ^{a,b}	N/A
Spence (1998)	C	Australia	584	59.99	9–12	10.32 (1.12)	CFA/EFA	CFA: 6 ^{a,b} /EFA: 6 ^c	47
Muris et al. (2000)	C	Netherlands	1011	48.17	7–19	12.77 (2.48)	CFA	6 ^a	N/A
Muris et al. (2002b)	C	South Africa	591	49.07	N/A	N/A	EFA	4	38.5
Muris et al. (2002a)	C	Belgium	521	59.93	12–18	15.1 (2)	N/A	N/A	N/A
Essau et al. (2002)	C	Germany	556	50.54	8–12	10.6 (1.2)	EFA	5	43.8
Spence et al. (2003)	C	Australia	875	46	13–14	13.51 (0.51)	CFA/EFA	CFA: 6 ^{a,b} /EFA: 6 ^c	47
Essau et al. (2004)									
Study 1	C	Germany	862	N/A	8–12	N/A	CFA	5	N/A
Study 2	C	Japan	975	N/A	8–12	N/A	CFA	5	N/A
Nauta (2005)	CL	Netherlands and Australia	543	47	7–16	10.4 (2.5)	CFA	6 ^a	N/A
Tortella-Feliu et al. (2005)	C	Spain	692	51.73	10–17.1	13.34 (1.52)	EFA	6	40.25
Mellon & Moutavelis (2007)	C	Greece	1520	48.8	9–12	N/A	EFA	6 ^c	42
Essau et al. (2008)									
Study 1	C	China	428	51.9	12–17	13.8 (1.0)	CFA/EFA	5	N/A
Study 2	C	Germany	594	59.4	12–17	14.6 (1.6)	CFA/EFA	6	N/A
Whiteside & Brown (2008)	C/CL	U.S.	170	N/A	9–18	12.97 (2.59)	N/A	N/A	N/A
Ishikawa et al. (2009)	C	Japan	2225	49.48	9–15	12.01 (1.81)	CFA/EFA	CFA: 6 ^b /EFA: 5	N/A
Crane & Campbell (2010)									
Study 1	C	Australia	253	59.7	8–12	10.42 (1.15)	CFA	6 ^a	N/A
Study 2	C	Colombia	263	48.7	8–12	9.69 (1.10)	CFA	6 ^a	N/A
Hernández-Guzmán et al. (2010)	C	Mexico	554	49.8	8–12	9.54 (1.34)	CFA	6 ^b	N/A
Essau et al. (2011b)	C	Germany, Cyprus, England, Sweden, Italy	2558	58.40	12–17	14.56 (1.6)	CFA	6 ^a	N/A
Essau et al. (2011a)	C	Cyprus	1072	57.7	12–17	14.78 (1.7)	CFA	6 ^a	N/A
Li et al. (2011)	C	China	207	50.24	6–11	N/A	CFA	6 ^a /5	N/A
Godoy et al. (2011)	C	Spain	1671	51.23	10–17	13.21 (1.82)	CFA	6 ^{a,b}	N/A
Essau et al. (2012)	C	Iran	1984	50.7	12–17	14.49 (1.7)	CFA	6 ^a	N/A
Orgilés et al. (2012)	C	Spain	1708	49.4	8–12	9.43 (1.15)	CFA	6 ^a	N/A
Whiteside et al. (2012)	CL/C	U.S.	CL: 196 C: 421	CL: 48 C: 51.1	CL: 7–18 C: 8–13	CL: 12.81 (3.1)	N/A	N/A	N/A
Carrillo et al. (2012)	C	Spain	1636	51	9–17	13.26 (1.87)	N/A	N/A	N/A
Zhao et al. (2012)	C	China	1878	49.31	8–15	12.42 (1.79)	CFA	6 ^a	N/A
Di Riso et al. (2013)	C	Italy	1397	49	8–10	9.04 (0.78)	CFA	6 ^a	N/A
Orgilés et al. (2013)	C	Spain	1374	52	13–17	14.3 (1.22)	CFA	6 ^a	N/A
Tsocheva et al. (2013)	C	Bulgaria	700	46.1	13–17	15.31 (1.001)	CFA	6 ^a	N/A
DeSousa et al. (2014)	C	Brazil	712	53.1	7–17	11.52 (2.11)	CFA	6 ^a	N/A

^a The study examined and found support for the original six-correlated factor model (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003).

^b The study examined and found support for the original six-factor, higher-order model proposed (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003).

^c Six-factor solution corresponding to the SCAS subscales (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003): PA, SAD, OCD, SP, GAD, and PIF; C=community sample; CL=clinical sample; CFA=confirmatory factor analysis; EFA=exploratory factor analysis; N/A=not available.

mean reliability diminishes when the standard deviation of the mean score is included.

4. Discussion

The present study is the first to examine the SCAS factor structure by means of a systematic review with narrative synthesis, and the reliability of the SCAS by means of a meta-analysis. Three specific aims were proposed: The first was to determine the extent to which the original six-factor structure is the most supported. The second was to estimate the mean reliability of the

SCAS total score and its six subscales. Finally, the third aim was to conduct an analysis of moderators of the reliability of the SCAS. The findings show that the original six-factor correlated model was the most supported, followed by the original six-factor higher-order model (Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003). The highest percentage of explained variance (47%) was reported for the six-factor solution in the original studies with Australian children and adolescents (Spence, 1998; Spence et al., 2003), and the lowest percentage of explained variance (38.5%) was found for the four-factor solution (Muris et al., 2002b). The results of this systematic review show that the original six-factor model has been supported in studies from sixteen countries (Australia, Brazil,

Table 2
Mean reliability of the SCAS subscales and the SCAS total score by mean age.

Scale	k	Alpha	SE	Lower CI	Upper CI
SAD	31	0.70	0.00	0.68	0.70
SP	31	0.71	0.00	0.66	0.72
OCD	32	0.71	0.00	0.67	0.72
PA	31	0.80	0.00	0.59	0.81
GAD	31	0.75	0.00	0.63	0.75
PIF	31	0.64	0.00	0.63	0.64
Total score	31	0.92	0.00	0.44	0.92

Note: K=number of studies; SE=standard error; Lower CI=lower confidence interval; Upper CI=upper confidence interval. Correlations significant at $p < 0.001$. SAD=separation anxiety disorder; SP=social phobia; OCD=obsessive-compulsive disorder; PA=panic/agoraphobia; GAD=generalized anxiety disorder; PIF=physical injury fears.

Bulgaria, China, Colombia, Cyprus, England, Germany, Greece, Iran, Italy, Japan, Mexico, Spain, Sweden, and the Netherlands), so it could be suggested that it is appropriate for its application in children and adolescents from different cultural settings. The results provide strong support for the original model proposed by Spence (1997, 1998) and Spence et al. (2003), but a different factor structure was found in samples from Germany (Essau et al., 2002, 2004, 2008), Japan (Essau et al., 2004; Ishikawa et al., 2009), China (Essau et al., 2008; Li et al., 2011), and South Africa (Muris et al., 2002a, 2000b). Based on these results, it seems that cultural differences cannot by themselves explain the differences found in the SCAS factor structure; only a few studies whose samples came from cultures different from (Japanese and Chinese) or similar to (e.g., Germany) the cultural values of Australia failed to replicate the original six-factor solution, and numerous studies with either similar or different cultural values compared to Australia (e.g., Brazil, China, Colombia, Germany, Iran, Japan, Mexico, and Spain) were able to replicate it. Although it is not clear why, the variability in factors, such as personality traits and values of each culture, and in issues related to statistics and research design among studies, could explain this (Essau et al., 2008, 2012).

The results of the meta-analysis of alpha coefficients showed excellent reliability with a mean alpha value of 0.92 for the SCAS total score. The mean alpha values for the subscales ranged from good to excellent, showing the physical injury fears subscale with the lowest mean reliability coefficient ($\alpha=0.64$). These findings are consistent with numerous studies reporting that the SCAS has good internal consistency (e.g., DeSousa et al., 2014; Essau, et al., 2011b; Orgilés et al., 2012, 2013; Spence, 1997, 1998; Spence et al., 2003; Whiteside and Brown, 2008; Zhao et al., 2012). The low number of items included and the rating scale of only 4 points may affect its reliability. Another explanation may be that this subscale assesses specific fears that are not closely related (Whiteside and Brown, 2008; Zhao et al., 2012). Despite the alpha coefficient for the physical injury fears subscale being lower than other subscales, its items measure symptoms of specific fears that are common in children, so its inclusion seems important in order to assess a wide range of anxiety symptoms (Nauta, 2005).

Regarding the analysis of moderators, the results showed that the reliability of the SCAS is significantly mediated by the age variable. Regression coefficients indicate that reliability increases with increasing the mean age, except for SAD. Most of the mean

Table 3
Mean reliability of the SCAS subscales and the SCAS total score by mean age.

Scale	Age	Alpha	SE	Lower CI	Upper CI	
SAD k=29	9	0.65	0.01	0.67	0.72	
	10	0.72	0.01	0.67	0.73	
	11	0.71	0.01	0.68	0.73	
	12	0.71	0.01	0.68	0.72	
	13	0.66	0.01	0.68	0.71	
	14	0.69	0.00	0.68	0.71	
	15	0.69	0.01	0.69	0.70	
	16	0.69	0.01	0.70	0.73	
	SP k=29	9	0.67	0.01	0.69	0.70
		10	0.71	0.01	0.67	0.73
		11	0.74	0.01	0.65	0.76
		12	0.74	0.00	0.65	0.75
		13	0.68	0.01	0.69	0.70
		14	0.71	0.00	0.67	0.72
		15	0.72	0.01	0.66	0.74
		16	0.71	0.01	0.69	0.74
OCD k=29		9	0.65	0.01	0.67	0.72
		10	0.75	0.01	0.64	0.77
		11	0.69	0.01	0.70	0.71
		12	0.69	0.01	0.69	0.70
		13	0.75	0.01	0.64	0.77
		14	0.72	0.00	0.66	0.73
		15	0.71	0.01	0.67	0.73
		16	0.65	0.01	0.69	0.73
	PA k=29	9	0.76	0.01	0.63	0.77
		10	0.82	0.00	0.58	0.82
		11	0.80	0.01	0.60	0.82
		12	0.81	0.00	0.59	0.81
		13	0.80	0.00	0.59	0.81
		14	0.82	0.00	0.58	0.82
		15	0.79	0.00	0.61	0.80
		16	0.80	0.01	0.61	0.82
GAD k=29		9	0.71	0.01	0.67	0.73
		10	0.74	0.01	0.65	0.76
		11	0.75	0.01	0.65	0.77
		12	0.76	0.00	0.63	0.77
		13	0.74	0.01	0.65	0.75
		14	0.76	0.00	0.63	0.77
		15	0.76	0.01	0.64	0.77
		16	0.77	0.01	0.64	0.80
	PIF k=29	9	0.51	0.01	0.54	0.80
		10	0.62	0.01	0.64	0.74
		11	0.60	0.01	0.63	0.75
		12	0.62	0.01	0.63	0.74
		13	0.57	0.01	0.59	0.77
		14	0.69	0.00	0.69	0.70
		15	0.67	0.01	0.69	0.70
		16	0.73	0.01	0.67	0.76
Total score k=29		9	0.90	0.00	0.47	0.90
		10	0.92	0.00	0.43	0.93
		11	0.92	0.00	0.44	0.92
		12	0.92	0.00	0.43	0.92
		13	0.91	0.00	0.45	0.92
		14	0.93	0.00	0.43	0.93
		15	0.92	0.00	0.44	0.92
		16	0.91	0.01	0.47	0.92

Note: K=number of studies; SE=standard error; Lower CI=lower confidence interval; Upper CI=upper confidence interval. Correlations significant at $p < 0.001$. SAD=separation anxiety disorder; SP=social phobia; OCD=obsessive-compulsive disorder; PA=panic/agoraphobia; GAD=generalized anxiety disorder; PIF=physical injury fears.

ages obtained similar mean alpha values, except for the mean age of 9-year olds, which showed the lowest reliability coefficients. Although the reason for this is unclear, it could be related to the maturation level; the SCAS is a self-report questionnaire, and it is plausible that children with mean ages close to nine may not fully understand the SCAS items. Another explanation could be that the participants do not adequately understand the instructions or do not pay enough attention to the instructions given when completing the SCAS. It is also possible that children do not resolve

Table 4
Mean reliability of the SCAS subscales and the SCAS total score by country.

Scale	Country	Alpha	SE	Lower CI	Upper CI
SAD k=31	Germany	0.68	0.01	0.65	0.71
	Australia	0.71	0.01	0.70	0.73
	Belgium	0.62	0.02	0.57	0.67
	Brazil	0.61	0.01	0.56	0.65
	Bulgaria	0.71	0.01	0.68	0.74
	China	0.71	0.01	0.70	0.73
	Cyprus	0.70	0.01	0.68	0.72
	Colombia	0.70	0.02	0.64	0.75
	U.S.	0.75	0.03	0.69	0.80
	Spain	0.58	0.01	0.57	0.60
	Greece	0.71	0.01	0.69	0.73
	Netherlands	0.74	0.01	0.71	0.76
	England	0.85	0.01	0.83	0.87
	Iran	0.67	0.01	0.65	0.69
	Italy	0.68	0.01	0.66	0.70
	Japan	0.72	0.01	0.71	0.74
Mexico	0.74	0.01	0.70	0.77	
Sweden	0.74	0.02	0.70	0.77	
SP k=31	Germany	0.71	0.01	0.68	0.74
	Australia	0.72	0.01	0.70	0.73
	Belgium	0.75	0.01	0.72	0.78
	Brazil	0.62	0.01	0.58	0.66
	Bulgaria	0.75	0.01	0.72	0.78
	China	0.74	0.01	0.73	0.76
	Cyprus	0.70	0.01	0.68	0.73
	Colombia	0.67	0.02	0.60	0.73
	U.S.	0.79	0.02	0.74	0.84
	Spain	0.64	0.01	0.62	0.65
	Greece	0.71	0.01	0.69	0.73
	Netherlands	0.73	0.01	0.70	0.76
	England	0.80	0.01	0.77	0.83
	Iran	0.69	0.01	0.67	0.71
	Italy	0.72	0.01	0.70	0.74
	Japan	0.76	0.01	0.74	0.77
Mexico	0.71	0.01	0.67	0.75	
Sweden	0.71	0.02	0.67	0.75	
OCD k=32	Germany	0.66	0.01	0.63	0.69
	Australia	0.74	0.01	0.73	0.76
	Belgium	0.76	0.01	0.73	0.79
	Brazil	0.63	0.01	0.59	0.67
	Bulgaria	0.65	0.01	0.61	0.69
	China	0.71	0.01	0.69	0.72
	Cyprus	0.70	0.01	0.68	0.72
	Colombia	0.68	0.02	0.62	0.74
	U.S.	0.83	0.01	0.80	0.85
	Spain	0.70	0.00	0.69	0.72
	Greece	0.56	0.01	0.52	0.59
	Netherlands	0.75	0.01	0.73	0.77
	England	0.70	0.02	0.66	0.74
	Iran	0.73	0.01	0.71	0.75
	Italy	0.68	0.01	0.66	0.70
	Japan	0.69	0.01	0.67	0.71
Mexico	0.77	0.01	0.74	0.80	
Sweden	0.76	0.01	0.73	0.79	
PA k=31	Germany	0.79	0.01	0.77	0.81
	Australia	0.81	0.00	0.81	0.82
	Belgium	0.83	0.01	0.81	0.85
	Brazil	0.75	0.01	0.72	0.78
	Bulgaria	0.82	0.01	0.80	0.84
	China	0.81	0.00	0.80	0.82
	Cyprus	0.78	0.01	0.77	0.80
	Colombia	0.80	0.02	0.76	0.83
	U.S.	0.84	0.02	0.80	0.87
	Spain	0.77	0.00	0.77	0.78
	Greece	0.78	0.01	0.76	0.80
	Netherlands	0.81	0.01	0.79	0.83
	England	0.89	0.01	0.87	0.90
	Iran	0.83	0.01	0.82	0.84
	Italy	0.77	0.01	0.75	0.78
	Japan	0.82	0.01	0.81	0.83
Mexico	0.81	0.01	0.79	0.83	
Sweden	0.74	0.01	0.70	0.77	
GAD k=31	Germany	0.69	0.01	0.66	0.72
	Australia	0.76	0.01	0.74	0.77
	Belgium	0.81	0.01	0.78	0.83

Table 4 (continued)

Scale	Country	Alpha	SE	Lower CI	Upper CI
SAD k=31	Brazil	0.68	0.01	0.64	0.72
	Bulgaria	0.77	0.01	0.74	0.80
	China	0.77	0.01	0.76	0.78
	Cyprus	0.76	0.01	0.74	0.78
	Colombia	0.70	0.02	0.64	0.75
	U.S.	0.80	0.02	0.75	0.84
	Spain	0.70	0.00	0.69	0.72
	Greece	0.76	0.01	0.74	0.78
	Netherlands	0.77	0.01	0.75	0.79
	England	0.86	0.01	0.84	0.88
	Iran	0.74	0.01	0.72	0.76
	Italy	0.74	0.01	0.72	0.76
	Japan	0.76	0.01	0.74	0.77
	Mexico	0.72	0.01	0.68	0.75
	Sweden	0.77	0.01	0.74	0.80
	SP k=31	Germany	0.64	0.01	0.60
Australia		0.60	0.01	0.57	0.62
Belgium		0.54	0.02	0.47	0.60
Brazil		0.58	0.01	0.53	0.63
Bulgaria		0.63	0.01	0.58	0.67
China		0.64	0.01	0.62	0.66
Cyprus		0.68	0.01	0.65	0.70
Colombia		0.45	0.03	0.34	0.55
U.S.		0.53	0.03	0.41	0.63
Spain		0.54	0.01	0.52	0.56
Greece		0.71	0.01	0.69	0.73
Netherlands		0.57	0.01	0.53	0.61
England		0.90	0.01	0.88	0.91
Iran		0.65	0.01	0.63	0.67
Italy		0.62	0.01	0.59	0.64
Japan		0.60	0.01	0.58	0.63
Mexico	0.75	0.01	0.72	0.78	
Sweden	0.71	0.02	0.67	0.75	
Total score k=31	Germany	0.91	0.01	0.90	0.92
	Australia	0.93	0.00	0.92	0.93
	Belgium	0.93	0.01	0.92	0.94
	Brazil	0.88	0.01	0.87	0.89
	Bulgaria	0.92	0.01	0.91	0.93
	China	0.92	0.00	0.92	0.92
	Cyprus	0.91	0.01	0.90	0.92
	Colombia	0.91	0.01	0.89	0.92
	U.S.	0.94	0.01	0.93	0.95
	Spain	0.90	0.00	0.90	0.90
	Greece	0.90	0.01	0.89	0.91
	Netherlands	0.92	0.01	0.91	0.93
	England	0.97	0.01	0.97	0.97
	Iran	0.92	0.00	0.91	0.92
	Italy	0.91	0.00	0.90	0.92
	Japan	0.93	0.00	0.93	0.93
Mexico	0.88	0.01	0.87	0.89	
South Africa	0.92	0.01	0.91	0.93	
Sweden	0.93	0.01	0.92	0.94	

Note: K=number of studies; SE=standard error; Lower CI=lower confidence interval; Upper CI=upper confidence interval. Correlations significant at $p < 0.001$. SAD=separation anxiety disorder; SP=social phobia; OCD=obsessive-compulsive disorder; PA=panic/agoraphobia; GAD=generalized anxiety disorder; PIF=physical injury fears.

difficulties due to shame or fear of asking, or a lack of social skills. Therefore, despite the reasons being unclear, it may be advisable to provide close supervision when younger children are completing the questionnaire. Additionally, the alpha coefficient for the mean age of 9 years was the lowest for the SCAS total score. However, the mean reliability coefficient remained high ($\alpha=0.90$), close to the other age groups (α ranged between 0.91 and 0.92), and close to the highest alpha coefficient found for the mean age of 14 years ($\alpha=0.93$). Overall, the alpha values of the SCAS showed that it has good internal consistency in all mean ages analyzed. Consequently, it is concluded that the SCAS is a reliable questionnaire for use with cross-cultural samples with mean ages ranging from 9 to 16 years for both child and adolescent populations.

Table 5

SCAS mean reliability based on various moderators: percentage of girls, sample size, mean score, and standard deviation.

Variable	Scale	k	Alpha	SE	Z	Lower CI	Upper CI
Percentage of girls	SAD	30	0.79	0.03	23.36	0.65	0.84
	SP	30	0.75	0.02	25.71	0.68	0.80
	OCD	31	0.65	0.02	28.94	0.71	0.76
	PA	30	0.80	0.02	27.79	0.63	0.84
	GAD	30	0.76	0.02	26.68	0.67	0.81
	PIF	30	0.68	0.03	35.37	0.31	0.99
	Total score	30	0.93	0.02	28.00	0.45	0.94
Sample size	SAD	31	0.73	0.01	128.38	0.66	0.74
	SP	31	0.74	0.01	128.82	0.65	0.75
	OCD	32	0.73	0.00	134.77	0.66	0.74
	PA	31	0.81	0.00	137.32	0.59	0.81
	GAD	31	0.77	0.00	129.51	0.62	0.78
	PIF	31	0.70	0.01	124.93	0.68	0.71
	Total score	31	0.93	0.00	140.66	0.42	0.93
Mean	SAD	25	0.70	0.01	93.41	0.69	0.72
	SP	25	0.74	0.01	63.01	0.65	0.77
	OCD	25	0.78	0.01	63.80	0.62	0.80
	PA	25	0.76	0.01	85.01	0.63	0.78
	GAD	25	0.76	0.01	82.19	0.64	0.78
	PIF	25	0.41	0.01	101.45	0.44	0.86
	Total score	26	0.93	0.01	67.80	0.43	0.93
SD	SAD	23	0.53	0.01	61.34	0.58	0.80
	SP	23	0.63	0.03	28.04	0.70	0.77
	OCD	23	0.63	0.02	34.63	0.69	0.76
	PA	23	0.60	0.01	57.64	0.64	0.76
	GAD	23	0.70	0.01	45.44	0.70	0.74
	PIF	23	0.31	0.01	62.81	0.37	0.91
	Total score	26	0.76	0.01	58.67	0.64	0.79

Note: K=number of studies; SE=standard error; Lower CI=lower confidence interval; Upper CI=upper confidence interval; SD=standard deviation. Correlations significant at $p < 0.001$. SAD=separation anxiety disorder; SP=social phobia; OCD=obsessive-compulsive disorder; PA=panic/agoraphobia; GAD=generalized anxiety disorder; PIF=physical injury fears.

Furthermore, like the age variable, it has been demonstrated that other variables such as country, gender, sample size, mean score of the sample, and the standard deviation have a significant influence on SCAS reliability. The moderator's analysis findings could help to explain the SCAS internal consistency variability found across the studies. Thus, the mean reliability of the SCAS ranged from moderate to high in all countries where it has been used, confirming that the SCAS is a reliable instrument for cross-cultural use. The mean alpha values vary greatly between countries, but a plausible explanation for these findings is not clear, so further research is needed. Besides, when the gender (percentage of girls) was controlled, Cronbach's alpha coefficients of each subscale were higher than the basic model, with the exception of the OCD subscale that remained similar. This finding suggests that the SCAS is more reliable for girls than boys. Although the reason is not clear, it is possible that the higher level of maturity development in girls than boys could be influencing. Moreover, it was found that the sample size influences the reliability of the SCAS, and that the SCAS was reliable even with small samples. Additionally, the variability of the scores of the sample is related with its reliability; the SCAS was less reliable among samples whose scores varied greatly. This may be due to the fact that larger samples include greater variability in other variables that could be influencing, such as age.

This study has some limitations. First, we conducted an exhaustive search in order to obtain all the existing scientific literature on the SCAS since its creation. However, it is possible that some articles have been left out of this study due to inclusion

criteria or the databases used, and these could affect the results. Second, factorial invariance studies (across age, gender, country) and test-retest reliability of the SCAS were not examined in this study, which should be a focus of future research. Third, the influence of other moderators could also explain the heterogeneity found in the reliability of the studies. Finally, this is the first meta-analysis of the SCAS conducted, so we cannot compare our results and conclusions with similar studies. However, despite its limitations, this systematic review demonstrated that the SCAS has strong internal consistency and provides support for the original six-factor model. In addition, the influence of different variables that mediate the reliability of the instrument was detected and analyzed. Compared to other self-reports, the SCAS includes symptoms of all the common anxiety disorders based on the DSM-IV, provides more information despite having a lower number of items, and has a greater range of response options allowing for a broader range of symptom severity (Muris et al., 2000; Nauta et al., 2004; Orgilés et al., 2013; Spence, 1998; Whiteside and Brown, 2008). Clinically the SCAS is useful for screening anxiety symptoms, assisting in the process of diagnosing anxiety disorders in children and adolescents, and assessing the treatment efficacy. This systematic review, the first conducted on the SCAS, extends the literature of the SCAS, supporting its use by clinicians and researchers as a good measure in the assessment of anxiety in children and adolescents from different cultural settings.

Role of funding source

No funding to declare.

Acknowledgments

None.

References¹

- American Psychiatric Association, 2000. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, fourth ed. American Psychiatric Association, Washington.
- Bittner, A., Egger, H.L., Erkanli, A., Jane Costello, E., Foley, D.L., Angold, A., 2007. What do childhood anxiety disorders predict? *J. Child Psychol. Psychiatry* 48, 1174–1183. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1469-7610.2007.01812.x>.
- Brown, T.A., Barlow, D.H., 2009. A proposal for a dimensional classification system based on the shared features of the DSM-IV anxiety and mood disorders: Implications for assessment and treatment. *Psychol. Assess.* 21, 256–271.
- * Carrillo, F., Godoy, A., Gavino, A., Nogueira, R., Quintero, C., Casado, Y., 2012. Spence children's anxiety scale, SCAS: Reliability and validity of the spanish version. *Psicol. Conduct.* 20, 529–545.
- Cartwright-Hatton, S., McNicol, K., Doubleday, E., 2006. Anxiety in a neglected population: prevalence of anxiety disorders in pre-adolescent children. *Clin. Psychol. Rev.* 27, 817–833.
- Costello, E.J., Egger, H.L., Angold, A., 2005. The developmental epidemiology of anxiety disorders: phenomenology, prevalence, and comorbidity. *Child. Adolesc. Psychiatr. Clin. N. Am.* 14, 631–648.
- * Crane, A., Campbell, M., 2010. Cross-cultural comparison of anxiety symptoms in Colombian and Australian children. *Electron. J. Res. Educ. Psychol.* 8, 497–516.
- * DeSousa, D.A., Pereira, A.S., Petersen, C.S., Manfro, G.G., Salum, G.A., Koller, S.H., 2014. Psychometric properties of the Brazilian-Portuguese version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS): self- and parent-report versions. *J. Anxiety Disord.* 28, 427–436.
- * Di Riso, D., Chessa, D., Bobbio, A., Lis, A., 2013. Factorial structure of the SCAS and its relationship with the SDQ: a study with Italian children. *Eur. J. Psychol. Assess.* 29, 28–35.
- * Essau, C.A., Anastassiou-Hadjicharalambous, X., Muñoz, L.C., 2011a. Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Cypriot children and adolescents. *Child Psychiatry Hum. Dev.* 42, 557–568.
- * Essau, C.A., Leung, P.W.L., Conradt, J., Cheng, H., Wong, T., 2008. Anxiety symptoms in Chinese and German adolescents: their relationship with early learning experiences, perfectionism and learning motivation. *Depress. Anxiety* 25, 801–810.
- * Essau, C.A., Muris, P., Ederer, E.M., 2002. Reliability and validity of the Spence

¹ References marked by an asterisk indicate studies included in the systematic review.

- Children's Anxiety Scale and the screen for child anxiety related emotional disorders in German children. *J. Behav. Ther. Exp. Psychiatry* 33, 1–18.
- * Essau, C.A., Olaya, B., Pasha, G., O'Callaghan, J., Bray, D., 2012. The structure of anxiety symptoms among adolescents in Iran: a confirmatory factor analytic study of the Spence Children's Anxiety Scale. *J. Anxiety Disord.* 26, 871–878.
- * Essau, C.A., Sakano, Y., Ishikawa, S., Sasagawa, S., 2004. Anxiety symptoms in Japanese and in German children. *Behav. Res. Ther.* 42, 601–612.
- * Essau, C.A., Sasagawa, S., Anastassiou-Hadjicharalambous, X., Olaya, B., Ollendick, T.H., 2011b. Psychometric properties of the Spence Child Anxiety Scale with adolescents from five European countries. *J. Anxiety Disord.* 25, 19–27.
- * Godoy, A., Gavino, A., Carrillo, F., Cobos, M.P., Quintero, C., 2011. Factorial composition of the Spanish version of the Spence Children's Anxiety Scale. *Psicothema* 23, 289–294.
- * Hernández-Guzmán, L., Bermúdez-Ornelas, G., Spence, S.H., González, M.J., Martínez-Guerrero, J.I., Aguilar, J., Gallegos, J., 2010. Versión española de la Escala de Ansiedad para Niños de Spence (SCAS) [Spanish version of the Spence Children's Anxiety Scale]. *Rev. Latinoam. Psicol.* 42, 13–24.
- * Ishikawa, S., Sato, H., Sasagawa, S., 2009. Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *J. Anxiety Disord.* 23, 104–111.
- * Li, J.C., Lau, W., Au, T.K., 2011. Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale in a Hong Kong Chinese community sample. *J. Anxiety Disord.* 25, 584–591.
- * Mellon, R.C., Moutavelis, A.G., 2007. Structure, developmental course, and correlates of children's anxiety disorder-related behavior in a Hellenic community sample. *J. Anxiety Disord.* 21, 1–21.
- * Muris, P., Merckelbach, H., Ollendick, T., King, N., Bogie, N., 2002a. Three traditional and three new childhood anxiety questionnaires: Their reliability and validity in a normal adolescent sample. *Behav. Res. Ther.* 40, 753–772.
- * Muris, P., Schmidt, H., Merckelbach, H., 2000. Correlations among two self-report questionnaires for measuring DSM-defined anxiety disorder symptoms in children: the screen for child anxiety related emotional disorders and the Spence Children's Anxiety Scale. *Person. Individ. Differ.* 28, 333–346.
- * Muris, P., Schmidt, H., Engelbrecht, P., Perold, M., 2002b. DSM-IV-defined anxiety disorder symptoms in South African children. *J. Am. Acad. Child Psychiatry* 41, 1360–1368.
- * Nauta, M.H., 2005. Anxiety disorders in children and adolescents: assessment, cognitive behavioural therapy, and predictors of treatment outcome s.n. Retrieved from: (<http://dissertations.ub.rug.nl/FILES/faculties/gmw/2005/m.h.nauta/c2.pdf>).
- Nauta, M.H., Scholing, A., Rapee, R.M., Abbott, M., Spence, S.H., Waters, A., 2004. A parent-report measure of children's anxiety: psychometric properties and comparison with child-report in a clinic and normal sample. *Behav. Res. Ther.* 42, 813–839. [http://dx.doi.org/10.1016/S0005-7967\(03\)00200-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0005-7967(03)00200-6).
- * Orgilés, M., Méndez, X., Spence, S.H., Huedo-Medina, T.B., Espada, J.P., 2012. Spanish validation of the Spence Children's Anxiety Scale. *Child Psychiatry Hum. Dev.* 43, 271–281.
- * Orgilés, M., Spence, S.H., Marzo, J.C., Méndez, X., Espada, J.P., 2013. Psychometric Properties and Factorial Structure of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Spanish Adolescents. *J. Pers. Assess.* 96, 95–102. <http://dx.doi.org/10.1080/00223891.2013.816716>.
- Sánchez-Meca, J., Botella, J., 2010. Revisiones sistemáticas y meta-análisis: herramientas para la práctica profesional. *Papeles Del Psicólogo* 31, 7–17.
- Sánchez-Meca, J., López-Pina, J.A., 2008. El enfoque meta-analítico de generalización de la fiabilidad. *Acción Psicológica* 5, 37–64.
- * Spence, S.H., 1997. Structure of anxiety symptoms among children: A confirmatory factor-analytic study. *J. Abnorm. Child Psychiatry* 106, 280–297.
- * Spence, S.H., 1998. A measure of anxiety symptoms among children. *Behav. Res. Ther.* 36, 545–566.
- * Spence, S.H., Barrett, P.M., Turner, C.M., 2003. Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale with young adolescents. *J. Anxiety Disord.* 17, 605–625.
- * Tortella-Feliu, M., Balle, M., Servera, M., García de la Banda, G., 2005. Propiedades psicométricas de la adaptación Catalana de la Escala de Ansiedad en Niños/-as de Spence (SCAS) [Psychometric properties of the Catalan version of the Spence Children's Anxiety Scale]. *Psicol. Conduct.* 13, 111–123.
- * Tsocheva, I., Sasagawa, S., Georgiou, G., Essau, C., 2013. Psychometric properties of the Bulgarian translation of the Spence Children's Anxiety Scale. *J. Psychol. Abnorm. Child* 1, 101. <http://dx.doi.org/10.4172/2329-9525.1000101>.
- Viechtbauer, W., 2010. metafor: Meta-Analysis Package for R. R package version 1.4-0. Retrieved from: (<http://CRAN.R-project.org/package=metafor>).
- * Whiteside, S.P.H., Gryczkowski, M.R., Biggs, B.K., Fagen, R., Owusu, D., 2012. Validation of the Spence Children's Anxiety Scale's obsessive compulsive subscale in a clinical and community sample. *J. Anxiety Disord.* 26, 111–116.
- * Whiteside, S.P., Brown, A.M., 2008. Exploring the utility of the Spence Children's Anxiety Scales parent- and child-report forms in a North American sample. *J. Anxiety Disord.* 22, 1440–1446.
- * Zhao, J., Xing, X., Wang, M., 2012. Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Mainland Chinese children and adolescents. *J. Anxiety Disord.* 26, 728–736.

Publicación 2

■ VALIDATION OF THE PARENT REPORT VERSION OF THE SPENCE CHILDREN'S ANXIETY SCALE (SCAS-P) FOR SPANISH CHILDREN

Mireia Orgilés, Miriam Rodríguez-Menchón, Iván Fernández-Martínez, Alexandra Morales y José P. Espada

Universidad Miguel Hernández (España)

Artículo publicado en *Clinical Child Psychology and Psychiatry* en 2019

Factor de Impacto 2018 = 1.360

Cuartil 3 de la categoría *Psychology, Clinical* – Journal Citation Reports, puesto 82° de 130

Referencia

Orgilés, M., Rodríguez-Menchón, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A. y Espada, J. P. (2019). Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*. doi:10.1177/1359104519835579

Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children

Mireia Orgilés, Miriam Rodríguez-Menchón, Iván Fernández-Martínez, Alexandra Morales and José Pedro Espada

Department of Health Psychology, Miguel Hernández University, Spain

Abstract

Although Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) is a widely used anxiety measure in many countries around the world, until now, research has barely focused on the usefulness of the parent version (SCAS-P) in young children. This study examines the psychometric properties and the factor structure of the SCAS-P in a Spanish community sample of 181 children aged 6–8 years ($M=6.87$, $SD=0.78$). Confirmatory factor analysis showed a good fit of the original six-factor model to the Spanish sample. The internal consistency and the test–retest reliability of the scale were high. Regarding the validity of this measure, higher and significant correlations between the SCAS-P and internalizing problems and lower correlations with externalizing problems were obtained, as found in the original version. Girls seemed to show more anxiety problems than boys, but no significant differences were found. The results suggest that the SCAS-P is an adequate measure to assess anxious symptomatology in young children. The availability of measures with good psychometric properties allows psychologists to assess and carry out a correct and early diagnosis of anxiety disorders in children, making possible an early clinical intervention.

Keywords

Spence Children's Anxiety Scale, children, parents, anxiety, psychometric properties, assessment

Introduction

Anxiety disorders are very frequent in childhood. The estimated prevalence in children among 6 and 12 years old is 12.3% (Costello, Egger, Copeland, Erkanli, & Angold, 2011). However, the percentage of children with anxiety problems varies among different studies depending on some factors, such as the age range of the participants or the assessment instruments used (Beesdo-Baum, & Knappe, 2012). Many researchers found that anxiety problems in children tend to become

Corresponding author:

Mireia Orgilés, Department of Health Psychology, Miguel Hernández University, Avda. de la Universidad s/n, 03202 Elche, Alicante, Spain.
Email: morgiles@umh.es

chronic if the symptomatology starts early (Letcher, Sanson, Smart, & Toumbourou, 2012). In addition, high comorbidity with other disorders, such as depression (Garber & Weersing, 2010), social problems, and poor academic performance (Essau, Conradt, & Petermann, 2000), is common. These characteristics of anxiety in children make early detection and an appropriate treatment necessary, diminishing the persistence of psychopathology over time (Hudson, Dodd, Lyneham, & Bovopoulos, 2011; Kessler et al., 2005).

Due to the fact that some anxiety symptoms are normal in children's development, distinguishing between normal and pathologic symptoms may not be easy (Costello et al., 2011). Reliable instruments have been designed to assess general anxiety in children, such as the Visual Analog Scale for Anxiety-Revised (VAA-R; Fernández-Sogorb et al., 2018) and the State-Trait Anxiety Inventory (STAI-C; Spielberger, 1973), but developing measures that can distinguish between different anxiety problems is also necessary (Esbjörn, Hoeyer, Dyrborg, Leth, & Kendall, 2010). Among the available instruments to assess childhood anxiety are the Revised Children's Manifest Anxiety Scale (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1985), the Fear Survey Schedule for Children (FSSC-R; Ollendick, 1983), and the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED; Muris, Merckelbach, Schmidt, & Mayer, 1999). Although SCARED has good psychometric properties and is widely used, its factor structure does not match up with the exact diagnostic criteria of anxiety disorders of the *DSM-IV* (Nauta et al., 2004).

One of the most common instruments, both in clinical and research areas, is Spence Children's Anxiety Scale (SCAS; Spence, 1997), which has been widely applied to analyze differences in anxiety disorders in children from different cultures (Essau, Sakano, Ishikawa, & Sasagawa, 2004). It was developed as a screening measure in the general population, and its advantages are known worldwide: it offers correspondence between its six-factor structure and the most frequent childhood anxiety disorders reflected in the *DSM-IV*; also, its low number of items makes its administration fast, and it offers good psychometric properties in the general child population. It is aimed at children and adolescents aged 8–17, and it consists of 44 items and 1 open question; 38 items ask about the 6 anxiety conditions most common in childhood: separation anxiety disorder, obsessive-compulsive disorder, social phobia, panic attack and agoraphobia, physical injury fears, and generalized anxiety disorder.

The SCAS has been translated into multiple languages, and there is evidence of its validity from different countries. Some of the most recent are from Denmark (Arendt, Hougaard, & Thastum, 2014), Brazil (DeSousa et al., 2014; DeSousa, Petersen, Behs, Manfro, & Koller, 2012), China (Li, Lau, & Au, 2011; Zhao, Xing, & Wang, 2012), the United Kingdom, Italy, Sweden, Cyprus, Germany (Essau, Sasagawa, Anastassiou-Hadjicharalambous, Guzmán, & Ollendick, 2011), Iran (Essau, Olaya, Pasha, O'Callaghan, & Bray, 2012), and Spain (Orgilés, Méndez, Spence, Huedo-Medina, & Espada, 2012; Orgilés, Spence, Marzo, Méndez, & Espada, 2013). A previous systematic review showed a consistent factor structure among the different versions and good reliability of the SCAS (Orgilés, Fernández-Martínez, Guillén-Riquelme, Espada, & Essau, 2016).

Children aged 6–8 years old may have difficulties understanding or explaining abstract concepts, so asking them about emotional problems by self-report is problematic (Dadds, James, Barrett, & Verhulst, 2004). For this reason, parents are a necessary and reliable source of information about their children's anxious symptomatology (Egger & Angold, 2006). Based on the strong psychometric properties of the self-report SCAS, Nauta et al. (2004) developed a parent version of the scale (SCAS-P) composed of 38 items, and that fits the same factor structure as the self-report. The original version of the SCAS-P was validated in Australia and the Netherlands (Nauta et al., 2004), and its psychometric properties have also been studied in different samples (clinical or community) and ages (children and adolescents) in several countries. These have included North America (Whiteside & Brown, 2008), Sweden (Olofsdotter, Sonnby, Vadlin, Furmark, & Nilsson,

2016), Japan (Ishikawa et al., 2014), Brazil (DeSousa et al., 2014), Denmark (Arendt et al., 2014), China (Li et al., 2011; Wang, Meng, Liu, & Liu, 2016), Italy (Li, Delvecchio, Di Riso, Nie, & Lis, 2016), and Pakistan (Loona & Kamal, 2013). These studies show that the SCAS-P possesses good internal consistency (ranging from .85 to .92).

The self-report version of the SCAS has been used as an international screening measure for anxiety disorders in children and adolescents. Its psychometric properties are consistent in different countries (Orgilés et al., 2016). However, until now, the usefulness of the SCAS-P has barely been examined in young children. This study aims to analyze (1) the psychometric properties of the SCAS-P in a community sample of Spanish children aged 6–8, including factor structure, internal consistency, test–retest reliability, and criterion validity and (2) the symptomatology presented by children in each factor and as a function of gender and age. We hypothesized a good fit of the original six-factor model to the Spanish sample. In addition, we expected that the internal consistency, test–retest reliability, and criterion validity of the SCAS-P, examined through the correlations obtained with other measures of emotional problems, would be adequate. We expected to find more anxiety problems as age increases, except for separation anxiety disorder, and more anxious symptomatology in girls than in boys (Beesdo-Baum, & Knappe, 2012; Orgilés, Méndez, Espada, Carballo, & Piqueras, 2012). We aimed to demonstrate that the Spanish version of SCAS-P possesses strong psychometric properties, so it can be employed to screen for anxiety in young children.

Method

Participants

The total sample included 181 children (45.9% girls) aged 6–8 years ($M=6.87$, $SD=0.78$), through their parents' reports (81.8% mothers). The children's age was distributed as follows: 6 years (38.1%), 7 years (37%), and 8 years (24.9%). The χ^2 test showed that there were no statistically significant differences according to sex \times age ($\chi^2_{(2)}=0.54$, $p=.76$). Concerning schooling, 44.8% attended first grade; 35.4% second grade, and 19.9% third grade. Most of the participants were Spanish (97.8%), and the mean number of siblings was 0.94 ($SD=0.70$). The average age of parents ranged from 33 to 56 ($M=41.51$; $SD=4.91$). Regarding their parent's civil status, 86.2% were married, 12.2% separated or divorced, and 1.6% single. The parents' level of education was the following: 52.5% had completed higher education, 30.9% secondary education, and 16.6% primary education. Most of the participants came from middle-class families. A subsample of 69 participants (39.1% girls) was randomly selected to examine the test–retest reliability ($M=6.83$, $SD=0.78$). The inclusion criteria for the study included being Spanish-speaking, attending first, second, or third grade, and age between 6 and 8 years old. Receiving current psychological or psychiatric treatment was an exclusion criterion.

Measures

Spence Child Anxiety Scale for Parents. This instrument is made up of 38 items, divided into 6 subscales (panic attack and agoraphobia, separation anxiety, physical injury fears, social phobia, obsessive-compulsive disorder, and generalized anxiety disorder) (Nauta et al., 2004). Parents indicate the frequency of the anxious symptomatology observed in their children, on a 4-point scale: 0 (*never*), 1 (*sometimes*), 2 (*often*), and 3 (*always*). The SCAS-P was translated from English to Spanish using Hambleton's (2005) back-translation method, after obtaining permission from the author. Two bilingual psychologists translated the scale. One of them translated the

original version to Spanish and then the other one translated the new version back into English. After comparing the two versions, small differences were resolved. The final Spanish version of the SCAS-P is available on the SCAS website (<http://www.scaswebsite.com>).

Mood and Feelings Questionnaire—Parent version. The Mood and Feelings Questionnaire—Parent version (MFQ-P) is a parent report depression screening measure for children and adolescents, made up of 34 items (Angold et al., 1995). Parents rate their children's feelings and actions on a 3-point Likert-type scale, ranging from 0 (not true) to 2 (true). The total score ranges from 0 to 68, with higher scores indicating more severe symptomatology. The internal consistency of the scale is good in the current study ($\alpha = .92$).

The Children's Anxiety Life Interference Scale—Parent report. This 16-item parent report scale assesses the impact and interference of anxious symptomatology in the life of children and their parents (Lyneham et al., 2013). The Children's Anxiety Life Interference Scale—Parent report (CALIS-P) is rated on a 5-point Likert-type scale ranging from 0 (*not at all*) to 4 (*a great deal*). Items are classified into three subscales (parent life, home, and outside home). The total score ranges between 0 and 64. Internal consistency is good; the total Cronbach's alphas were .84 for child outside home, .75 for child at home, .87 for parent life, and .91 for the total scale.

The Strengths and Difficulties Questionnaire—Parent version. The Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) is a brief questionnaire designed to assess general difficulties and prosocial behavior in children between 4 and 17 years (Goodman, 1997). It is composed of 25 items grouped into five subscales (prosocial behavior, behavior problems, emotional symptoms, hyperactivity/inattention, and peer relationship problems) and is rated on a Likert-type scale ranging from 0 (*not true*) to 2 (*certainly true*). The total score (range: 0–40) is obtained adding the score of all the subscales, except for prosocial behavior. Cronbach's α in the current sample was .75.

Procedure

Twelve schools located in southeastern of Spain were invited to take part in the study, and finally, 10 of them agreed to participate. Written information was distributed by the schools to 1400 parents of children aged 6–8 years. Parents were informed that the participation was voluntary and provided an informed consent. The various instruments were completed online by one of the parents of each child. Eight weeks after the first application, a randomly selected subsample of parents was asked to complete the same measures again to examine test–retest reliability of the SCAS-P. Institutional review board approval was obtained (DPS.MO.02.14).

Statistical analysis

In the current study, confirmatory factor analyses were used to test the original four-factor structure models proposed by Spence (1997): (1) one single factor, (2) six uncorrelated factors, (3) six correlated factors, and (4) six correlated factors and one higher-order factor. The estimator was diagonally weighted least squares, as recommended for ordinal and/or non-normal data (Forero, Maydeu-Olivares, Gallardo-Pujol, 2009; Li, 2016). Based on Hu and Bentler (1999), a good fit of the model of the SCAS-P for the Spanish data was set as follows: $\chi^2/df \leq 3$, comparative fit index (CFI) and Tucker–Lewis index (TLI) $\geq .90$ and root mean square error of approximation (RMSEA) $\leq .08$. Internal consistency was computed with ordinal alpha because of the ordinal nature of the scale (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012; Zumbo, Gadermann, & Zeisser, 2007). Intraclass

correlation (ICC) was estimated to test the temporal stability of the SCAS-P using baseline and posttest data (2 months later) (Anastasi, 1998; Baumgartner & Chung, 2001). An ICC coefficient greater than or equal to .60 was considered acceptable. Spearman–Brown correlations (ρ) were used to test criterion validity of the SCAS-P. Descriptive analyses were carried out to describe the sample of the current study and gender differences in the SCAS-P. Analyses were conducted using SPSS v25 (with a .05 level of significance) and the Lavaan package in R Studio (Rosseel, 2012).

Results

Confirmatory factor analysis

Before conducting the confirmatory factor analysis, descriptive statistics for each item of the SCAS-P were calculated: means, standard deviations, and item-test correlations (Table 1).

Table 1. Scale properties of the SCAS-P.

	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}^c	α - <i>i</i>
F1. Panic attack and agoraphobia				
Item 12	0.10	0.37	.29	.90
Item 19	0.07	0.28	.40	.91
Item 25	0.05	0.24	.32	.91
Item 27	0.15	0.47	.29	.90
Item 28	0.21	0.53	.32	.90
Item 30	0.24	0.51	.31	.90
Item 32	0.13	0.38	.33	.90
Item 33	0.17	0.42	.32	.90
Item 34	0.24	0.54	.31	.90
F2. Separation anxiety				
Item 5	1.61	1.19	.30	.90
Item 8	1.10	1	.26	.90
Item 11	1.65	1.10	.39	.91
Item 14	1.10	1.09	.32	.90
Item 15	0.23	0.52	.30	.91
Item 38	0.61	0.92	.25	.90
F3. Physical injury fears				
Item 2	1.55	1.05	.27	.91
Item 16	0.67	0.98	.20	.91
Item 21	0.59	0.88	.25	.90
Item 23	0.63	0.92	.20	.90
Item 29	0.71	0.91	.16	.91
F4. Social phobia				
Item 6	0.56	0.78	.31	.90
Item 7	0.27	0.64	.39	.90
Item 9	1.62	1.04	.27	.90
Item 10	1.59	0.97	.37	.91
Item 26	1.16	0.96	.31	.90
Item 31	0.79	0.92	.31	.90

(Continued)

Table 1. (Continued)

	M	SD	r_{it}^c	α -i
F5. Obsessive compulsive				
Item 13	0.27	0.62	.28	.90
Item 17	0.62	0.74	.35	.90
Item 24	0.07	0.27	.45	.91
Item 35	0.18	0.53	.26	.90
Item 36	0.43	0.66	.31	.90
Item 37	0.08	0.32	.27	.90
F6. Generalized anxiety disorder				
Item 1	1.29	0.63	.27	.90
Item 3	0.85	0.93	.27	.90
Item 4	0.99	0.86	.29	.90
Item 18	0.20	0.51	.29	.90
Item 20	0.66	0.71	.27	.90
Item 22	1.25	0.83	.23	.90
	M	SD	α	ICC
F1	1.35	2.07	.81	.76
F2	6.29	3.46	.72	.67
F3	4.16	2.74	.58	.82
F4	5.98	3.44	.74	.81
F5	1.63	1.94	.74	.65
F6	5.23	2.77	.70	.82
Total	24.67	11.84	.91	.79

M: mean; SD: standard deviation; r_{it}^c : corrected item-total correlation; α -i: ordinal alpha if the item is removed; α : ordinal alpha; ICC=intraclass correlation coefficient for test-retest.

Confirmatory factor analysis was performed to examine whether the original four-factor structure models proposed by Spence (1997) fit the Spanish data: (1) one single factor, (2) six uncorrelated factors, (3) six correlated factors, and (4) six correlated factors and one higher-order factor (Table 2).

Model 1: one single factor

A single factor model was tested assuming that there are not clusters of anxiety. All items loaded significantly on the single factor, with loadings ranging from .47 to .97. All items had a loading higher than .30. Table 2 presents the goodness of fit indices. Compared to the other models, lower goodness of fit indices (CFI and TLI) were found, but still close to .90. The RMSEA was acceptable.

Model 2: six uncorrelated factors

The second model tested six independent (uncorrelated) factors. This model postulates that anxiety is not one phenomenon, but there are six clusters according to the *DSM-IV*: separation anxiety disorder, obsessive-compulsive disorder, social phobia, panic attack and agoraphobia, physical injury fears, and generalized anxiety disorder (Nauta et al., 2004). In this model, 34 items had a loading in

Table 2. Goodness-of-Fit Indices for Factor Models of the SCAS-P.

Model	χ^2	gl	χ^2/df	p	CFI	TLI	RMSEA (CI)
Model 1: One factor	1326.91	665	1.99	<.001	.90	.89	.074 (.069, .080)
Model 2: Six uncorrelated factors	7355.76	703	10.41	<.001	.93	.92	.062 (.056, .070)
Model 3: Six correlated factors	1106.32	650	1.70	<.001	.93	.92	.062 (.050, .069)
Model 4: Six correlated factors and one higher-order factor	1142.73	659	1.73	<.001	.92	.92	.064 (.058, .070)

SCAS-p = Spence Children's Anxiety Scale for Parents; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root mean square error of approximation.

Based on the original study (Nauta et al., 2004), we hypothesized four correlated models derived from the DSM-IV structure and the findings by Spence:

1. One factor
2. Six uncorrelated factors
3. Six correlated factors
4. Six correlated factors and one higher-order factor

excess of .40 on each hypothesized factor. Only 2 items, item 28 "All of a sudden my child feels really scared for no reason at all" and item 32 "My child's complains of his/her heart suddenly starting to beat too quickly for no reason," had a lower factor loading. The χ^2 value was the largest; however, the fit of the model was quite adequate. The CFI and TLI were in excess of .90, and the RMSEA was lower than .08. However, the ratio χ^2/df was significantly higher than 3. Given this was set as a criterion of goodness of fit of the models, this model was not considered adequate.

Model 3: six correlated factors

Because of the high comorbidity among anxiety disorders, this model tested the goodness of fit of the six correlated factors (Nauta et al., 2004). Table 3 presents the factor loadings from this model, ranging from .23 to .92. The CFI and TLI were in excess of .90, the RMSEA was acceptable, and the ratio χ^2/df was significantly lower than 3. According to the initial criteria set as a good fit of the model of the SCAS-P for the Spanish data, this model provided a good fit for the data.

Model 4: six correlated factors and one higher-order factor

This model included six factors and one higher-order factor. In this model, all items had loading in excess of .40 on each hypothesized factor, except item 32. The fit of the model was considered adequate. The CFI and TLI were in excess of .90, and the RMSEA was lower than .08. The ratio χ^2/df was significantly lower than 3. This model was considered adequate, although its adjustment was not so good compared to the Model 3 because the CFI was lower and the RMSEA was higher.

Internal consistency and test-retest reliability

The internal consistency of the SCAS-P was calculated through ordinal alpha coefficient (Table 1), obtaining a coefficient for the total score of .91. The reliability found for the subscales was also high, ranging from .58 to .81. Eight weeks after the first administration, test-retest reliability was calculated in a subsample of 69 participants (Table 1). The attrition results suggested the equivalence of the two groups in terms of sociodemographic variables and the main variables of the study: anxiety (SCAS-P), anxiety interference (CALIS-P), strengths and difficulties (SDQ-P), and depression (MFQ-P).

Table 3. Results of confirmatory factor analysis.

	Factor loadings					
	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Panic attack and agoraphobia						
12. My child complains of suddenly feeling as if (s)he can't breathe when there is no reason for this	.43	—	—	—	—	—
19. My child suddenly starts to tremble or shake when there is no reason for this	.47	—	—	—	—	—
25. My child feels scared if (s)he has to travel in the car or on a bus or train	.92	—	—	—	—	—
27. My child is afraid of being in crowded places (such as shopping centers, the movies, buses, busy playgrounds)	.75	—	—	—	—	—
28. All of a sudden my child feels really scared for no reason at all	.34	—	—	—	—	—
30. My child complains of suddenly becoming dizzy or faint when there is no reason for this	.69	—	—	—	—	—
32. My child's complains of his/her heart suddenly starting to beat too quickly for no reason	.23	—	—	—	—	—
33. My child worries that (s)he will suddenly get a scared feeling when there is nothing to be afraid of	.56	—	—	—	—	—
34. My child is afraid of being in small closed places, like tunnels or small rooms	.49	—	—	—	—	—
Separation anxiety						
5. My child would feel afraid of being on his or her own at home	—	.65	—	—	—	—
8. My child worries about being away from us/me	—	.50	—	—	—	—
11. My child worries that something awful will happen to someone in our family	—	.86	—	—	—	—
14. My child is scared if (s)he has to sleep on his/her own	—	.70	—	—	—	—
15. My child has trouble going to school in the mornings because (s)he feels nervous or afraid	—	.65	—	—	—	—
38. My child would feel scared if (s)he had to stay away from home overnight	—	.60	—	—	—	—
Physical injury fears						
2. My child is scared of the dark	—	—	.62	—	—	—
16. My child is scared of dogs	—	—	.92	—	—	—
21. My child is scared of going to the doctor or dentist	—	—	.81	—	—	—
23. My child is scared of heights (e.g. being at the top of a cliff)	—	—	.71	—	—	—
29. My child is scared of insects or spiders	—	—	.91	—	—	—
Social phobia						
6. My child is scared when s(he) has to take a test	—	—	—	.69	—	—
7. My child is afraid when (s)he has to use public toilets or bathrooms	—	—	—	.57	—	—
9. My child feels afraid that (s)he will make a fool of him/herself in front of people	—	—	—	.40	—	—
10. My child worries that (s)he will do badly at school	—	—	—	.83	—	—

Table 3. (Continued)

	Factor loadings					
	F1	F2	F3	F4	F5	F6
26. My child worries what other people think of him/her	—	—	—	.50	—	—
31. My child feels afraid when (s)he has to talk in front of the class	—	—	—	.56	—	—
Obsessive compulsive						
13. My child has to keep checking that (s)he has done things right (like the switch is off or the door is locked)	—	—	—	—	.75	—
17. My child can't seem to get bad or silly thoughts out of his/her head	—	—	—	—	.41	—
24. My child has to think special thoughts (such as numbers or words) to stop bad things from happening	—	—	—	—	.44	—
35. My child has to do some things over and over again (such as washing his or her hands, cleaning, or putting things in a certain order)	—	—	—	—	.70	—
36. My child gets bothered by bad or silly thoughts or pictures in his or her head	—	—	—	—	.43	—
37. My child has to do certain things in just the right way to stop bad things from happening	—	—	—	—	.42	—
Generalized anxiety disorder						
My child worries about things	—	—	—	—	—	.75
3. When my child has a problem, s(he) complains of having a funny feeling in his/her stomach	—	—	—	—	—	.79
4. My child complains of feeling afraid	—	—	—	—	—	.65
18. When my child has a problem, s(he) complains of his/her heart beating really fast	—	—	—	—	—	.58
20. My child worries that something bad will happen to him/her	—	—	—	—	—	.70
22. When my child has a problem, (s)he feels shaky	—	—	—	—	—	.58

Correlations across subscales

Table 4 shows the Pearson correlations between the SCAS-P subscales, ranging from .16 to .58. The highest correlations were found between generalized anxiety disorder and panic attack and agoraphobia and between generalized anxiety and separation anxiety. Correlations between the subscales and the total score ranged among .54 and .81.

Criterion validity

Spearman correlations between the SCAS-P, CALIS-P, MFQ-P, and SDQ-P (prosocial subscale and internalizing and externalizing scores) were calculated to test hypotheses regarding the criterion validity (Table 5). The results showed moderate correlations between the SCAS-P and other measures of anxiety and depression (MFQ, CALIS-P, internalizing subscale of SDQ-P), ranging from .52 to .60, all of them. Lower or negative correlations were found between the SCAS-P and unrelated measures (prosocial and externalizing subscales of SDQ-P), ranging from $-.27$ to .19.

Table 4. Consistency and correlations among subscales of parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale.

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
1. Panic attack and agoraphobia						
2. Separation anxiety	.36**					
3. Physical injury fears	.25**	.39**				
4. Social phobia	.35**	.41**	.17**			
5. Obsessive compulsive	.40**	.39**	.16**	.27**		
6. Generalized anxiety disorder	.58**	.57**	.29**	.49**	.50**	
Total score	.61**	.80**	.54**	.69**	.57**	.81**

**Correlation is significant at the .01 level (two-tailed).

Table 5. Spearman correlations between the SCAS-P and depression (MFQ), anxiety interference (CALIS-P), internalizing and externalizing score, and prosocial scale of SDQ.

	MFQ	CALIS-P	Internalizing (SDQ)	Externalizing (SDQ)	Prosocial behaviors (SDQ)
1. Panic attack and agoraphobia	.51**	.45**	.51**	.21**	-.27**
2. Separation anxiety	.32**	.31**	.39**	.10	-.16*
3. Physical injury fears	.24**	.21**	.26**	.16*	-.12
4. Social phobia	.34**	.42**	.47**	.02	-.19**
5. Obsessive compulsive	.39**	.32**	.42**	.26**	-.23**
6. Generalized anxiety disorder	.52**	.49**	.55**	.19**	-.18*
Total score	.52**	.53**	.60**	.19*	-.27**

*Correlation is significant at the .05 level (two-tailed).

**Correlation is significant at the .01 level (two-tailed).

Differences by gender and age

Gender differences are presented in Table 6. Mean comparison analyses indicated that girls obtained higher scores in separation anxiety, physical injury fears, social phobia, and generalized anxiety disorder than boys, but no statistically significant differences were found. The SCAS-P total score was higher in girls ($M=25.06$, $SD=11.15$) than in boys ($M=24.34$, $SD=12.44$), but neither were these results significant. Age was not related to anxiety symptoms except for generalized anxiety ($r=.17$; $p=.01$) and panic and agoraphobia ($r=.15$; $p=.001$). However, the correlations between age and the SCAS subscales were small.

Discussion

The main objective of this study was to provide scientific evidence for the psychometric soundness of the SCAS-P as an instrument to assess anxiety problems in Spanish children. To this effect, the factor structure and the psychometric properties of the SCAS-P were analyzed in a community sample of 6–8 years old. Moreover, gender and age patterns in anxiety symptoms were examined. The results showed a good fit of the original six-factor model to the Spanish data, high internal consistency, and test–retest reliability, as well as adequate criterion validity, but no gender and age differences were found.

According to Spence (1997), four-factor structure models were tested using confirmatory factor analysis. Models 3 and 4 showed adequate indices. However, the results were more satisfactory for

Table 6. Mean and standard deviation by gender.

	Total		Male		Female		M vs F t-test
	M	SD	M	SD	M	SD	
1. Panic attack and agoraphobia	1.35	2.07	1.42	2.24	1.27	1.87	.62
2. Separation anxiety	6.29	3.46	6.03	3.32	6.61	3.61	.25
3. Physical injury fears	4.16	2.74	3.95	2.80	4.39	2.66	.28
4. Social phobia	5.98	3.44	5.97	3.66	6	3.18	.96
5. Obsessive compulsive	1.63	1.94	1.74	1.72	1.50	2.17	.41
6. Generalized anxiety disorder	5.23	2.77	5.20	2.59	5.26	2.97	.88
Total score	24.67	11.84	24.34	12.44	25.06	11.15	.68

the six-factor correlated structure (model 3), in line with the model proposed in the original study of the SCAS-P. In addition, this factor structure was also found in studies carried out in different countries, such as Brazil (DeSousa et al., 2014), Denmark (Arendt et al., 2014), China (Li et al., 2011), and Italy (Li et al., 2016). For the Japanese sample, the best-fit indexes were found in a five-factor model composed of 26 items. However, the authors decided to maintain the original structure to carry out cultural comparisons (Ishikawa et al., 2014). These results were also found in the Japanese version reported by children (Ishikawa, Sato, & Sasagawa, 2009).

Internal consistency obtained in this study was high ($\alpha = .91$), as was test-retest reliability ($\alpha = .79$), in line with other studies that found similar indexes: Australia and the Netherlands ($\alpha = .89$; Nauta et al., 2004); United States ($\alpha = .90$; Whiteside & Brown, 2008); Denmark ($\alpha = .88$ and $\alpha = .81$, for internal consistency and test-retest reliability, respectively; Arendt et al., 2014); Japan ($\alpha = .88$; Ishikawa et al., 2014); China ($\alpha = .91$; $\alpha = .90$; for father and mother reports, respectively; Wang et al., 2016); China and Italy ($\alpha = .90$ and $\alpha = .85$, respectively; Li et al., 2016); Pakistan ($\alpha = .92$; Loona & Kamal, 2013); Brazil ($\alpha = .90$; DeSousa et al., 2014); and Sweden ($\alpha = .91$; Olofsdotter et al., 2016). Internal consistency was also high, with a coefficient higher than .70 in all the subscales, except for the physical injury fears subscale. A possible explanation for this finding may be that the physical injury fears subscale assesses different specific fears that may occur independently (Ollendick, Raishevich, Davis, Sirbu, & Ost, 2010; Whiteside & Brown, 2008). In addition, this subscale is composed of a small number of items, so a lower reliability was expected. These data also coincide with those found for Spanish children's self-reported SCAS, revealing low internal consistency for the physical injury fears subscale. Availability of test-retest data offers a more robust study of the reliability, which tends to go unnoticed in other studies (Arendt et al., 2014).

In accordance with previous versions, the results of this study also supported the criterion validity of the SCAS-P. As in the original study (Nauta et al., 2004), the Spanish version of the SCAS-P showed significantly higher correlations with internalizing problems (SDQ-internalizing) and lower correlations when compared with externalizing problems (SDQ-externalizing). As hypothesized, prosocial behaviors correlated negatively and significantly with the anxiety measure (SDQ-prosocial behaviors). Furthermore, correlations between the SCAS-P and two emotional problem measures (MFQ-P and CALIS-P) showed moderate but significant coefficients. It should be noted that the moderate correlations found between the SCAS-P and a depression scale (MFQ) may be due to the overlapping of depression and anxiety symptoms (Costello, Egger, & Angold, 2005). However, this is not clear, and more research is needed to clarify this aspect. Results derived from correlations across subscales were partially similar to those obtained in the original study. Higher coefficients were found between generalized anxiety disorder and panic attack and agoraphobia and between generalized anxiety and separation anxiety, whereas Nauta et al. (2004) found higher

correlations in a control group between generalized anxiety and separation anxiety and between generalized anxiety, social phobia, and panic attack and agoraphobia.

The total mean score revealed a higher level of anxiety in Spanish children aged 6–8 ($M=24.67$, $SD=11.84$) compared to the data obtained by Dutch and Australian children aged 6–18 ($M=14.2$, $SD=9.7$) and to Danish children aged 7–12 ($M=15.12$, $SD=9.68$, $M=13.85$, $SD=10.34$, for girls and boys, respectively). Although it seems that girls showed higher anxiety symptomatology, no significant differences were found by gender and age. These results suggest a similarity of patterns regarding anxiety problems at early ages, an idea already supported by Spence, Rapee, McDonald, and Ingram (2001). However, further research is needed to examine age and gender differences in children from different countries, facilitating cultural comparisons.

This study has some limitations. First, the sample was recruited from schools, so psychometric properties in clinical samples are not studied. Second, due to the fact that this is a cross-cultural study, it was not possible to establish causal relations. Third, the sample size was small, although similar to other validation studies of the SCAS-P (Olofsdotter et al., 2016; Whiteside & Brown, 2008). Furthermore, some limitations of this study suggest the need for future research to extend the scientific literature. On the one hand, it would be interesting to analyze whether anxious symptoms in children reported by parents are similar to teacher reports and self-reports, as well as to compare fathers' and mothers' answers. Also, to ensure the robustness of the SCAS-P, test–retest reliability and convergent validity could also be studied with other anxiety measures.

In conclusion, the results of the present study show that the SCAS-P is a valid instrument for measuring anxiety symptoms in Spanish children aged 6–8 years old. The psychometric robustness of the different versions of the SCAS (parent and self-report) for assessing anxious symptoms in children of different ages supports its usefulness worldwide. As a multi-informed approach seems to be necessary for the correct detection of anxiety problems in children (Lyneham & Rapee, 2011), the availability of instruments with good psychometric properties, such as the SCAS, could facilitate an early diagnosis of anxiety disorders in children and promote the implementation of preventive programs, interrupting the continuity of this symptomatology in adolescence or adulthood.

Declaration of conflicting interests

The author(s) declared no potential conflicts of interest with respect to the research, authorship, and/or publication of this article.

Ethical approval

All procedures performed in studies involving human participants were in accordance with the ethical standards of the institutional and/or national research committee and with the 1964 Helsinki declaration and its later amendments or comparable ethical standards.

Funding

The author(s) disclosed receipt of the following financial support for the research, authorship, and/or publication of this article: This work was supported by Ministry of Economy and Competitiveness (MINECO) of Spain [PSI2014-56446-P] and by the Ministry of Education, Culture and Sport of Spain [grant number FPU14/03900].

Informed consent

Informed consent was obtained from all individual participants included in the study.

References

- Anastasi, A. (1998). *Psychological testing* (6th ed.). New York, NY: Macmillan.
- Angold, A., Costello, E. J., Messer, S. C., Pickles, A., Winder, F., & Silver, D. (1995). Development of a short questionnaire for use in epidemiological studies of depression in children and adolescents. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, *5*, 237–249.
- Arendt, K., Hougaard, E., & Thastum, M. (2014). Psychometric properties of the child and parent versions of Spence Children's Anxiety Scale in a Danish community and clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, *28*, 947–956. doi:10.1016/j.janxdis.2014.09.021
- Baumgartner, T. A., & Chung, H. (2001). Confidence limits for intraclass reliability coefficients. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, *5*, 179–188. doi:10.1207/S15327841MPEE0503_4
- Beesdo-Baum, K., & Knappe, S. (2012). Developmental epidemiology of anxiety disorders. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, *21*, 457–478. doi:10.1016/j.chc.2012.05.001
- Costello, E. J., Egger, H. L., & Angold, A. (2005). The developmental epidemiology of anxiety disorders: Phenomenology, prevalence, and comorbidity. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, *14*, 631–648. doi:10.1016/j.chc.2005.06.003
- Costello, E. J., Egger, H. L., Copeland, W., Erkanli, A., & Angold, A. (2011). The developmental epidemiology of anxiety disorders: Phenomenology, prevalence, and comorbidity. In W.K. Silverman & A. P. Field (Eds.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (2nd ed., pp. 56–75). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Dadds, M. R., James, R. C., Barrett, P. M., & Verhulst, F. C. (2004). Diagnostic issues. In T. H. Ollendick & J. S. March (Eds.), *Phobic and anxiety disorders in children and adolescents: A clinician's guide to effective psychosocial and pharmacological interventions* (pp. 3–33). Oxford, UK: Oxford University Press.
- DeSousa, D. A., Pereira, A. S., Petersen, C. S., Manfro, G. G., Salum, G. A., & Koller, S. H. (2014). Psychometric properties of the Brazilian-Portuguese version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS): Self- and parent-report versions. *Journal of Anxiety Disorders*, *28*, 427–436. doi:10.1016/j.janxdis.2014.03.006
- DeSousa, D. A., Petersen, C. S., Behs, R., Manfro, G. G., & Koller, S. H. (2012). Brazilian Portuguese version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-Brasil). *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, *34*, 147–153. doi:10.1590/S2237-60892012000300006
- Egger, H. L., & Angold, A. (2006). Anxiety disorders. In J. Luby (Ed.), *Handbook of preschool mental health: Development, disorders, and treatment* (pp. 137–164). New York, NY: Guilford Press.
- Esbjörn, B. H., Hoeyer, M., Dyrborg, J., Leth, I., & Kendall, P. (2010). Prevalence and co-morbidity among anxiety disorders in a national cohort of psychiatrically referred children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, *24*, 866–872. doi:10.1016/j.janxdis.2010.06.009
- Essau, C. A., Conradt, J., & Petermann, F. (2000). Frequency, comorbidity, and psychosocial impairment of depressive disorders in adolescents. *Journal of Adolescent Research*, *15*, 470–481. doi:10.1177/0743558400154003
- Essau, C. A., Olaya, B., Pasha, G., O'Callaghan, J., & Bray, D. (2012). The structure of anxiety symptoms among adolescents in Iran: A confirmatory factor analytic study of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, *26*, 871–878. doi:10.1016/j.janxdis.2012.08.001
- Essau, C. A., Sakano, Y., Ishikawa, S., & Sasagawa, S. (2004). Anxiety symptoms in Japanese and in German children. *Behaviour Research and Therapy*, *42*, 601–612. doi:10.1016/S0005-7967(03)00164-5
- Essau, C. A., Sasagawa, S., Anastassiou-Hadjicharalambous, X., Guzmán, B. O., & Ollendick, T. H. (2011). Psychometric properties of the Spence Child Anxiety Scale with adolescents from five European countries. *Journal of Anxiety Disorders*, *25*, 19–27. doi:10.1016/j.janxdis.2010.07.001
- Fernández-Sogorb, A., Inglés, C. J., Sanmartín, R., González, C., Vicent, M., & García-Fernández, J. M. (2018). Validation of the Visual Analogue Scale for Anxiety-Revised and school refusal across anxiety profiles. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *18*, 264–272. doi:10.1016/j.ijchp.2018.07.002
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, *16*, 625–641. doi:10.1080/10705510903203573

- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 17*(3), 1–13.
- Garber, J., & Weersing, V. R. (2010). Comorbidity of anxiety and depression in youth: Implications for treatment and prevention. *Clinical Psychology: Science and Practice, 17*, 293–306. doi:10.1111/j.1468-2850.2010.01221.x
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines, 38*, 581–586. doi:10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & C. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3–38). London, England: L.E.A.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Hudson, J. L., Dodd, H. F., Lyneham, H. J., & Bovopoulos, N. (2011). Temperament and family environment in the development of anxiety disorder: Two-year follow-up. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 50*, 1255–1264. doi:10.1016/j.jaac.2011.09.009
- Ishikawa, S. I., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders, 23*, 104–111. doi:10.1016/j.janxdis.2008.04.003
- Ishikawa, S. I., Shimotsu, S., Ono, T., Sasagawa, S., Kondo-Ikemura, K., Sakano, Y., & Spence, S. H. (2014). A parental report of children's anxiety symptoms in Japan. *Child Psychiatry & Human Development, 45*, 306–317. doi:10.1007/s10578-013-0401-y
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry, 62*, 593–602. doi:10.1001/archpsyc.62.6.593
- Letcher, P., Sanson, A., Smart, D., & Toumbourou, J. W. (2012). Precursors and correlates of anxiety trajectories from late childhood to late adolescence. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology, 41*, 417–432. doi:10.1080/15374416.2012.680189
- Li, C. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods, 48*, 936–949. doi:10.3758/s13428-015-0619-7
- Li, J. B., Delvecchio, E., Di Riso, D., Nie, Y. G., & Lis, A. (2016). The parent-version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) in Chinese and Italian community samples: Validation and cross-cultural comparison. *Child Psychiatry & Human Development, 47*, 369–383. doi:10.1007/s10578-015-0572-9
- Li, J. C., Lau, W., & Au, T. K. (2011). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale in a Hong Kong Chinese community sample. *Journal of Anxiety Disorders, 25*, 584–591. doi:10.1016/j.janxdis.2011.01.007
- Loona, M. I., & Kamal, A. (2013). Translation and validation of Spence Child Anxiety Scale-Parent version (SCAS-P). *Journal of Behavioural Sciences, 23*, 62–76.
- Lyneham, H. J., & Rapee, R. M. (2011). Prevention of child and adolescent anxiety disorders. In W. K. Silverman & A. P. Field (Eds.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (2nd ed., pp. 349–366). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Lyneham, H. J., Surlati, E. S., Abbott, M. J., Rapee, R. M., Hudson, J. L., Tolin, D. F., & Carlson, S. E. (2013). Psychometric properties of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS). *Journal of Anxiety Disorders, 27*, 711–719. doi:10.1016/j.janxdis.2013.09.008
- Muris, P., Merckelbach, H., Schmidt, H., & Mayer, B. (1999). The revised version of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED-R): Factor structure in normal children. *Personality and Individual Differences, 26*, 99–112. doi:10.1016/S0005-7967(01)00056-0
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., & Waters, A. (2004). A parent report measure of children's anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 42*, 813–839. doi:10.1016/S0005-7967(03)00200-6
- Ollendick, T. H. (1983). Reliability and validity of the revised Fear Survey Schedule for Children (FSSC-R). *Behaviour Research and Therapy, 21*, 685–962. doi:10.1016/0005-7967(83)90087-6
- Ollendick, T. H., Raishevich, N., Davis, I. I. T. E., Sirbu, C., & Ost, L. G. (2010). Phenomenology and psychological characteristics of youth with specific phobias. *Behavior Therapy, 41*, 133–141. doi:10.1016/j.beth.2009.02.002

- Olofsdotter, S., Sonnby, K., Vadlin, S., Furmark, T., & Nilsson, K. W. (2016). Assessing adolescent anxiety in general psychiatric care: Diagnostic accuracy of the Swedish self-report and parent versions of the Spence Children's Anxiety Scale. *Assessment, 23*, 747–757.
- Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Guillén-Riquelme, A., Espada, J. P., & Essau, C. A. (2016). A systematic review of the factor structure and reliability of the Spence Children's Anxiety Scale. *Journal of Affective Disorders, 190*, 333–340. doi:10.1016/j.jad.2015.09.055
- Orgilés, M., Méndez, X., Espada, J. P., Carballo, J. L., & Piqueras, J. A. (2012). Síntomas de trastornos de ansiedad en niños y adolescentes: Diferencias en función de la edad y el sexo en una muestra comunitaria. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental, 5*, 115–120. doi:10.1016/j.rpsm.2012.01.005
- Orgilés, M., Méndez, X., Spence, S. H., Huedo-Medina, T. B., & Espada, J. P. (2012). Spanish validation of the Spence Children's Anxiety Scale. *Child Psychiatry & Human Development, 43*, 271–281. doi:10.1007/s10578-011-0265-y
- Orgilés, M., Spence, S. H., Marzo, J. C., Méndez, X., & Espada, J. P. (2013). Psychometric properties and factor structure of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Spanish adolescents. *Journal of Personality Assessment, 96*, 95–102. doi:10.1080/00223891.2013.816716
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1985). *Revised Children's Manifest Anxiety Scale: Manual*. Los Angeles, CA: Western Psychological Services.
- Rossel, Y. (2012). *Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA)*. Retrieved from <http://users.ugent.be/~yrosseel/lavaan/lavaanIntroduction.pdf>
- Spence, S. H. (1997). Structure of anxiety symptoms among children: A confirmatory factor-analytic study. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 280–297. doi:10.1037/0021-843X.106.2.280
- Spence, S. H., Rapee, R., McDonald, C., & Ingram, M. (2001). The structure of anxiety symptoms among preschoolers. *Behavior Research and Therapy, 39*, 1293–1316. doi:10.1016/S0005-7967(00)00098-X
- Spielberger, C. D. (1973). *Manual/or the state-trait anxiety inventory for children*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Wang, M., Meng, Q., Liu, L., & Liu, J. (2016). Reliability and validity of the Spence Children's Anxiety Scale for parents in Mainland Chinese children and adolescents. *Child Psychiatry & Human Development, 47*, 830–839. doi:10.1007/s10578-015-0615-2
- Whiteside, S. P., & Brown, A. M. (2008). Exploring the utility of the Spence Children's Anxiety Scales parent- and child-report forms in a North American sample. *Journal of Anxiety Disorders, 22*, 1440–1446. doi:10.1016/j.janxdis.2008.02.006
- Zhao, J., Xing, X., & Wang, M. (2012). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS) in Mainland Chinese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 728–736. doi:10.1016/j.janxdis.2012.05.006
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods, 6*(1), 21–29. doi:10.22237/jmasm/1177992180

Publicación 3

■ **SPANISH VALIDATION OF THE CHILD ANXIETY LIFE INTERFERENCE SCALE (CALIS-C): PSYCHOMETRIC PROPERTIES, FACTORIAL STRUCTURE AND FACTORIAL INVARIANCE ACROSS GENDER**

Mireia Orgilés, Iván Fernández-Martínez, Alexandra Morales,
Silvia Melero y José P. Espada

Universidad Miguel Hernández (España)

Artículo publicado en *Child Psychiatry & Human Development* en 2019

Factor de Impacto 2018 = 2.071

Cuartil 2 de la categoría *Psychology, Developmental* – Journal Citation Reports, puesto 30º de 74

Referencia

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A., Melero, S. y Espada, J. P. (2019). Spanish validation of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS-C): Psychometric properties, factorial structure and factorial invariance across gender. *Child Psychiatry & Human Development*. doi:10.1007/s10578-019-00879-4

Publicación 4

■ **SPANISH ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE CHILD VERSION OF THE COGNITIVE EMOTION REGULATION QUESTIONNAIRE**

Mireia Orgilés^a, Alexandra Morales^a, Iván Fernández-Martínez^a,
Juan M. Ortigosa-Quiles^b y José P. Espada^a

^a*Universidad Miguel Hernández (España)*

^b*Universidad de Murcia (España)*

Artículo publicado en *PLoS One* en 2018

Factor de Impacto 2018 = 2.776

Cuartil 2 de la categoría *Multidisciplinary Sciences* – Journal Citation Reports, puesto 24° de 69

Referencia

Orgilés, M., Morales, A., Fernández-Martínez, I., Ortigosa-Quiles, J. M. y Espada, J. P. (2018). Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *PLoS One*, 13(8), e0201656. doi:10.1371/journal.pone.0201656

RESEARCH ARTICLE

Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire

Mireia Orgilés¹*, Alexandra Morales¹, Iván Fernández-Martínez¹, Juan Manuel Ortigosa-Quiles², José P. Espada¹

1 Department of Health Psychology, Miguel Hernández University, Elche, Spain, **2** Personality, Evaluation and Psychological Treatment, University of Murcia, Murcia, Spain

✉ These authors contributed equally to this work.

* morgiles@umh.es



Abstract

Background

The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire for children (CERQ-k) is a useful clinical and research tool to identify cognitive patterns of emotion regulation that predict the presence of emotional symptomatology. This study aimed to validate the Spanish version of the CERQ-k (the CERQ-Sk) using a sample of children from Spain, which is not available.

Methods

The sample consisted of 582 children (48.6% girls) aged between 7 and 12 years ($M_{age} = 9.49$; $SD = 1.2$) recruited from Alicante, Spain. Cognitive emotion regulation strategies, anxiety and depressive symptomatology were self-reported evaluated. Factor structure, internal consistency, temporal stability with the Spanish version for children were examined. Convergent validity was evaluated using Spearman correlations to examine the relationships between the CERQ-k and measures of anxiety (trait anxiety subscale of STAI-C) and depression (CDI).

Results

The Spanish version of CERQ-Sk had the same nine factors proposed in the original version. Ordinal alpha of the total scale was excellent (.88), and moderate indexes were found for each subscale (.56 to .75). The 8-week test-retest coefficient was adequate for the total scale ($ICC = .74$) and moderate for the subscales (.54 to .70). Evidence of convergent validity was provided through correlations with the CDI (depression) and trait anxiety subscale of the STAI-C (anxiety). Cognitive strategies such as Rumination, self-blame, catastrophizing, and other-blame were significantly and positively related to depressive and anxiety symptoms. Moreover, positive refocusing and planning seemed to act as strategies that have a positive effect on the prevention of depression in children.

OPEN ACCESS

Citation: Orgilés M, Morales A, Fernández-Martínez I, Ortigosa-Quiles JM, Espada JP (2018) Spanish adaptation and psychometric properties of the child version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. PLoS ONE 13(8): e0201656. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201656>

Editor: Chung-Ying Lin, Hong Kong Polytechnic University, HONG KONG

Received: December 28, 2017

Accepted: July 19, 2018

Published: August 2, 2018

Copyright: © 2018 Orgilés et al. This is an open access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: Data set is provided in <https://figshare.com/s/6ba9bfc1054a99b45318>.

Funding: This study was funded by the Ministry of Economy and Competitiveness (MINECO) of Spain (PSJ2014-56446-P). The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing interests: The authors have declared that no competing interests exist.

Conclusions

Results suggest that the CERQ-Sk is a reliable and valid tool that can be useful for researchers and clinicians to identify maladaptive cognitive emotion regulation patterns that may increase the risk of emotional problems, and orient treatment and prevention of mental health problems in children from Spanish-speaking countries.

Introduction

Emotion regulation is an essential process in the daily life of human beings that allows us to use different strategies to modify the course, intensity, duration and expression of emotional experiences depending on the situation or our goals [1]. Research on cognitive strategies in emotion regulation, regardless of behavioural factors and the influence of these on the presence of psychopathology, has become of great importance. These strategies can be defined as conscious cognitive processes aimed at controlling and regulating emotions in threatening situations [2].

As children grow older, their repertoire of emotion regulation strategies gradually increases, from the use of primarily behavioural strategies to cognitive strategies [3]. There is evidence that childhood is an important stage in which children's emotional control increases, reducing negative emotions over the years [4]. However, the type of cognitive emotional regulation (CER) strategies developed in infancy will have repercussions for the style of cognitive coping used for stressful situations in adolescent and adult life, where CER strategies have been widely related with the presence of psychopathology [5]. As in adults, the use of certain CER strategies are strongly related to the presence of emotional problems in children (i.e., anxiety and depression), having these strategies a potential value as an indicator of child psychopathology and as a target for the prevention and treatment of these problems [6, 7]. In this regard, it has been stressed that the development of adaptive CER strategies during childhood can have an important protective effect and reduce the risk of future disorders [8]. Therefore, the assessment of CER strategies can be important as it can be useful for the diagnosis process of childhood emotional problems and for establishing effective prevention or intervention strategies [8].

There are several instruments that evaluate emotion regulation processes, such as the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) [9], Emotion Regulation Questionnaire (ERQ) [10], Trait Meta-Mood Scale (TMMS) [11] and the Negative Mood Regulation Scale (NMR) [12]. However, the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) [13] is the only questionnaire that focuses on evaluating purely cognitive strategies of emotion regulation, without encompassing the broad repertoire of intrinsic and extrinsic strategies for control, evaluation and modification of emotions.

The CERQ was initially developed by Garnefski et al. [13] as a self-report tool to evaluate the cognitive strategies of emotion regulation that the person uses in response to threatening or stressful situations. This multidimensional questionnaire consists of 36 items that are answered on a 5-point Likert scale, in which 1 corresponds to "almost never" and 5 to "almost always." The nine scales that comprise this instrument have 4 items each and correspond to the following cognitive strategies: a) *Self-blame*: thoughts that attribute the cause of the negative event and the emotion to oneself; b) *Acceptance*: to resign and accept the irreversibility of the negative experience; c) *Rumination*: state of excessive worry by negative thoughts and feelings; d) *Positive focusing*: having pleasant and joyous thoughts different from the negative event; e) *Planning*: thinking about how to solve the problem; f) *Positive reappraisal*: thoughts

that highlight some positive aspect of the unpleasant event; g) *Putting into perspective*: decrease and relativize the severity of the event; h) *Catastrophizing*: to think about the horrible thing of what happened and conclude that it is the worse experience lived, even compared with what other people have experienced; and i) *Other-blame*: make others responsible for the negative event that happened.

In the Spanish adaptation of the CERQ, Domínguez-Sánchez, Lasa-Aristu, Amor, and Holgado-Tello [14] proposed an alternative model in which these nine cognitive strategies constitute the first order factors and can be grouped into two second order factors: adaptive strategies (putting into perspective, acceptance, positive reappraisal, positive refocusing, and planning) and maladaptive strategies (rumination, catastrophizing, self-blame, and other-blame). From this classification, also raised by the authors of the original CERQ [13], numerous studies have found that the use of maladaptive strategies are strongly negatively related to the symptoms of anxiety and depression, both in adult and adolescent populations [15–17] and in children [6, 7, 18]. In this regard, a recent review found that adaptive emotional regulation strategies were negatively associated with symptoms of anxiety and depression in youth, while maladaptive strategies were positively associated, showing that the presence of more symptoms was associated with the use of maladaptive strategies and fewer symptoms with the use of adaptive strategies [5].

The original version of the CERQ was applied to a sample of adolescents and adults from the Netherlands [13, 19]. Subsequently, the CERQ has been translated and adapted in different countries such as France [20], China [21], Romania [22], Iran [23], Turkey [24], Spain [14], Argentina [25] and Peru [26], among others. However, these adaptations focused on the adult population. Both the original version of the CERQ and the reported adaptations have demonstrated good psychometric properties, as the authors identified acceptable levels of internal consistency reliability for each dimension, and evidence of criterion validity consistent with measurements of depression, anxiety, and positive and negative emotions; and all are consistent with the nine-factor structure.

Several studies with samples of adolescents have shown good psychometric properties: maintaining the original factor structure, internal consistency reliability coefficients ranging from .68 to .83, and a test-retest stability with Pearson r values between .40 and .60 [2, 13, 19]. Although the CERQ was first developed with adult and adolescent populations, a version adapted for children under 12 was created, the CERQ-k [6]. This version and its adaptations to other languages maintain the original factor structure and have shown adequate internal consistency, with Cronbach's alphas between .62 and .79 [6, 8]. Despite being an instrument of great clinical and research utility to detect cognitive patterns of emotion regulation that predict the presence of emotional symptomatology in children, the measure has not been validated for Spanish-speaking children. As such, the present research aimed to provide a new tool for the evaluation of cognitive strategies of emotion regulation for use with Spanish-speaking children.

The main objective of the present study was to adapt and validate the CERQ-k in a community sample of children between 7–12 years of age in Spain. To achieve this aim, the factor structure was analysed using confirmatory factor analysis (CFA), internal consistency and test-retest reliability of each dimension of the CERQ-k were examined, and convergent validity was evaluated. Based on previous studies [6–8], it was hypothesized that the psychometric properties of the Spanish version of the CERQ-k would be adequate, and the nine factors corresponding to the nine cognitive strategies of coping would be confirmed.

Methods

Participants

The sample consisted of 582 children (48.6% girls) aged between 7 and 12 years ($M_{\text{age}} = 9.49$; $SD = 1.2$). The age distribution was as follows: 2.7% ($n = 15$) were 7 years old; 19.6% ($n = 114$) were 8; 31.8% ($n = 185$) were 9; 23.4% ($n = 136$) were 10; 17.9% ($n = 104$) were 11; and 4.6% ($n = 28$) were 12 years old. Most children had been born in Spain (98.6%) and the others were born in other Central European, North Asian, American, and South American countries, but all of them were Spanish-speaking. Middle socio-economic status was predominantly. The mean number of siblings of the participants was 1.16 ($SD = 0.76$). The children were recruited from 11 public and private schools in urban areas in the southeast of Spain.

Instruments

Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ-k) [6]. The CERQ-k is a self-report questionnaire that contains 36 items on nine different subscales that assess what children think after experiencing negative life events. The CERQ-k subscales include Self-Blame, Catastrophizing, Rumination, and Other-Blame (maladaptive CER strategies), and Positive Reappraisal, Planning, Positive Refocusing, Acceptance, and Putting into Perspective (adaptive CER strategies). Each subscale consists of 4 items rated on a 5-point Likert-type scale (1 = “almost never,” 5 = “almost always”). The higher the score on each scale, the more pronounced use of the respective cognitive coping strategy. The original kids version of the CERQ has demonstrated good psychometric properties, and all subscales have shown high internal consistency reliability coefficients ranging from .62 to .79 [6, 8].

Child Depression Inventory (CDI) [27]. The CDI assesses depressive symptomatology in children and adolescents ages 7 to 17 years old. The self-report questionnaire is composed of 27 items that are grouped into two subscales: Dysphoria (17 items) and Negative Self-Esteem (10 items). Items are scored from 0 (“No symptoms”) to 2 (“Depressive symptoms”), and children select one of three statements that best describes them in the past two weeks. Higher scores indicate considerably more severe depression. Del Barrio and Carrasco [28] validated the Spanish version of the questionnaire, finding satisfactory psychometric properties with an internal consistency reliability coefficient of .79.

State-Trait Anxiety Inventory for Children (STAI-C) [29]. Of the two 20-item scales of the STAI-C that measure state and trait anxiety in children, the trait anxiety subscale was used for this study. The scale assesses anxiety as a persistent emotional state. Each item is scored on a 4-point intensity scale (0 = “Not at all” to 3 = “Very much”). This tool can be used with 9–15 year old children or with younger children with above average reading and comprehension ability. Higher scores indicate higher levels of anxiety. The Spanish version was validated by Pons-Salvador, Frías, and Del Barrio [30], who found the scale to have high reliability ($\alpha = .85-.89$) and support for concurrent validity based on correlations with other scales of anxiety (.75).

Procedure

The cultural and language adaptation of CERQ-k for Spanish children was conducted following the guidelines for adaptation of scales of Muñiz, Elosua and Hambleton [31]. All necessary permissions for use of the CERQ being validated, including permissions to publish the items of the scale from Prof. Garnefski—the developer of CERQ—were obtained. Two bilingual child psychology therapists translated the CERQ-k from English into the Spanish language. The initial Spanish version of CERQ-k (CERQ-Sk) was translated back into English by an English-

native. Other experts contributed by proposing alternative wording when it was necessary. Appropriateness and accuracy of the items was ensured by discussing possible discrepancies among experts involved in the adaptation of the scale to Spain. The final version was initially tested in a small group of children aged 7–12 ($n = 7$) to check if the items were understood and were appropriate. No modifications were needed.

Ethical approval from the ethics board of the Miguel Hernández University (DPS. MO.02.14) and permission of the participating schools was obtained. Written parental consent was obtained for all participating children. Participants completed the final form of CERQ-Sk and other measures on anxiety and depression collectively in groups of approximately 10 children. A researcher remained in each classroom to read aloud information about the study and resolve any questions. Questionnaires were reviewed to avoid missing data. Participation was voluntary and anonymous. No incentives were provided.

Statistical analysis

In the first step of the validation process of the CERQ for children in Spain, the original nine subscales were confirmed using confirmatory factor analysis (CFA). Reference values were taken from Hu and Bentler [32] indicating a good model when the comparative fit index (CFI) and the Tucker–Lewis index (TLI) were greater than .90, and the root mean square error of approximation (RMSEA) value was lower than .08. The normality assumption of the items with the Kolmogorov–Smirnov statistic was not met ($p < .05$). Because of robustness in cases of non-normality and ordinal data, diagonally weighted least squares (DWLS) method was selected [33, 34]. Internal consistency reliability was estimated using ordinal alpha [35, 36]. The latent structure and internal consistency of the CERQ were examined using Lavaan package for structural equation modelling version 0.5–12 (BETA) [37].

Descriptive statistics were used to characterize the sample in the present study. Based on the nine CERQ scales, we examined its psychometric properties. Intra-class correlation (ICC) was used to explore test-retest reliability [38] using data from the baseline and posttest (8 weeks later). According to Shrout [39], there is no consensus on what is a good ICC. However, an ICC value of .60 or greater is considered acceptable [40, 41]. Convergent validity was evaluated using Spearman correlations (ρ) to examine the relationships between the CERQ-k (total score and subscale scores) and measures of anxiety (trait anxiety subscale of STAI-C) and depression (CDI). These measures were selected based on previous studies [7, 8, 18, 42, 43]. The level of significance considered was .05. These statistical analyses were performed using SPSS v24.

Results

Confirmatory factorial analysis

CFA for the Spanish sample was carried out ($N = 582$) and yielded a nine-factor model coinciding with the original version of the CERQ-k [6]. The adjustment for the model was adequate: CFI = .94, TLI = .93, RMSEA = .05 (.052, .058). According to the criteria of Hu and Bentler [32], the CFA showed suitable fit for the 36-item measure because the indexes were greater than .90. The factors of the Spanish version of the CERQ are the same as the nine proposed by the original authors. Each factor is composed of 4 items, namely Self-Blame, Acceptance, Rumination, Positive Refocusing, Planning, Positive Reappraisal, Putting into Perspective, Catastrophizing and Other-Blame. All the items showed factor loadings greater or equal to .50, with the exception of items 18, 19 and 31 (factor loadings were .49, .47 and .46, respectively) (Table 1).

Table 1. Confirmatory factor analysis: factor loadings (N = 582).

CERQ subscales	Factor loadings
F1. Self-blame	
I think that I am to blame	.80
I think that I have been stupid	.74
I think that it's my own fault	.47
I think that it's all caused by me	.66
F2. Acceptance	
I think that I have to accept it	.66
It just happened; there is nothing I can do about it	.55
I think that I can't change it	.94
I think that I can't do anything about it	.60
F3. Rumination	
Again and again, I think of how I feel about it	.65
I often think of what I am thinking and feeling about it	.54
All the time, I think that I want to understand why I feel that way	.63
I often think of how I feel about what happened	.58
F4. Positive refocusing	
I think of nicer things	.58
I think of nicer things that have nothing to do with it	.62
I think of something nice and not about what happened	.58
I think of nice things that have happened to me	.46
F5. Planning	
I think about what would be the best for me to do	.66
I think of how I can cope with it	.67
I think of how I can change it	.59
I think of what I can do best	.58
F6. Positive reappraisal	
I think that I can learn from it	.68
I think that it makes me feel 'older and wiser'	.75
I think that there are good sides to it as well	.65
I think that it's not all bad	.56
F7. Putting into perspective	
I think that worse things can happen	.85
I think that worse things happen to others	.63
I think that it's not as bad as other things that could happen	.50
I think that there are worse things in the world	.54
F8. Catastrophizing	
I often think that it's much worse than what happens to others	.78
Again and again, I think about how terrible it all is	.51
All the time, I think that this is the worst thing that can happen to you	.62
I often think about how horrible the situation was	.58
F9. Other-blame	
I think that others are to blame	.70
I think that others have been stupid	.49
I think that it's the fault of others	.63
I think that it's all caused by others	.64

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201656.t001>

Analysis of items

Descriptive statistics of the items of the Spanish version of the CERQ-k were calculated. The corrected item-total correlations ranged from .22 to .68, which indicates a general adequate performance of the items. All item-correlations were above .30, except for item 20 (“I think that I can’t change it”). Since the removal of any item did not increase the ordinal alpha significantly, all items were kept. Table 2 shows the ordinal alphas, means, standard deviations and ranges for each questionnaire in the current study.

Internal consistency and test-retest reliability

The CERQ-k demonstrated acceptable internal consistency with coefficients ranging from .56 (Acceptance) to .75 (Positive Refocusing) for the nine scales (Table 2). Spearman correlations among the nine factors were calculated, and low values ranging from -.01 (Other-Blame and Positive Reappraisal) to .54 (Planning and Positive Reappraisal) were found. Most of these correlations were significant at $p < .01$, as shown in Table 3.

A subsample of 211 children (36.25% of the sample) was asked to complete the CERQ-k 8 weeks later in order to examine test-retest reliability, according to Domínguez-Sánchez et al. [14] in the Spanish validation of the CERQ for adults. ICC test-retest coefficients were low to moderate with the following values: .65 for Self-Blame, .54 for Acceptance, .70 for Rumination, .67 for Positive Refocusing, .60 for Planning, .65 for Positive Reappraisal, .63 for Putting into Perspective, .63 for Catastrophizing, and .56 for Other-Blame. These ICC coefficients indicated that the test-retest reliability was acceptable, except for the Acceptance subscale, whose value did not reach the recommended cut off [44]. The test-retest coefficient for the total scale score was adequate (ICC = .74).

Convergent validity

To evaluate convergent validity of the CERQ-k, a subsample of 278 children (47.76% of the sample) was used. Spearman correlation analyses showed significant negative relationships between depression and the adaptive cognitive emotion regulation strategies of positive refocusing and planning. By contrast, evidence of convergent validity was found through significant positive correlations among the CDI and maladaptive CER strategies (Self-Blame,

Table 2. Scale properties of the CERQ, CDI and Trait Anxiety Inventory (STAI-C).

	α	<i>M</i>	<i>SD</i>	range
Depression (CDI)	.82	9.40	6.25	0–39
Trait Anxiety Inventory (STAI-C)	.85	33.89	7.28	20–54
CERQ	.88	101.65	21.40	38–168
<i>Subscales</i>				
Self-blame	.65	9.92	3.50	4–20
Acceptance	.56	12.03	3.65	4–20
Rumination	.71	11.76	4.14	4–20
Positive refocusing	.75	12.62	4.27	4–20
Planning	.70	13.17	3.95	4–20
Positive reappraisal	.65	12.19	3.93	4–20
Putting into perspective	.67	11.99	4.03	4–20
Catastrophizing	.69	9.78	3.92	4–20
Other-blame	.70	8.16	3.38	4–20

M = Mean; *SD* = Standard Deviation; α = ordinal alpha.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201656.t002>

Table 3. Spearman correlations among CERQ scales and depression and anxiety problem scales.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Self-blame	1								
2. Acceptance	.45**	1							
3. Rumination	.43**	.39**	1						
4. Positive refocusing	.18**	.26**	.29**	1					
5. Planning	.40**	.40**	.42**	.48**	1				
6. Positive reappraisal	.31**	.38**	.35**	.47**	.54**	1			
7. Putting into perspective	.31**	.33**	.32**	.28**	.35**	.38**	1		
8. Catastrophizing	.37**	.24**	.43**	.12**	.18**	.11**	.28**	1	
9. Other-blame	.10*	.06	.19**	.06	.06	-.01	.14**	.44**	1
Depression (CDI)	.19**	-.01	.26**	-.18**	-.16**	-.09	.08	.30**	.16**
Trait Anxiety Inventory (STAI-C)	.25**	.06	.30**	.004	.004	.03	.11	.27**	.16**

**Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

*Correlation is significant at the .05 level (2-tailed).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201656.t003>

Rumination, Catastrophizing, and Other-Blame subscales of the CERQ-k), and among the STAI-C trait anxiety subscale and the Self-Blame, Rumination, Catastrophizing, and Other-Blame subscales of the CERQ-k. These results indicate that greater use of the cognitive emotion regulation strategies of self-blame, rumination, catastrophizing, and other-blame were associated with higher levels of depression and anxiety symptomatology. However, using the cognitive emotion regulation strategies of positive refocusing and planning was associated with lower levels of depression.

Discussion

The current study tested the psychometric properties and factor structure of the Spanish version of the CERQ-k in a community sample of children aged from 7 to 12 years old. The CFA demonstrated an excellent fit and confirmed the original nine-factor structure of the CERQ-k [6] and the adapted Chinese version for children [8]. The CER strategies are self-blame, acceptance, rumination, positive refocusing, planning, positive reappraisal, putting into perspective, catastrophizing, and other-blame. Thus, the Spanish version of the CERQ-k maintains the same nine scales as the original 36-item version [2, 6] that has also been validated with adult populations across several countries: France [20], China [21], Romania [22], Iran [23], Turkey [24], Spain [14], Argentina [25] and Peru [26], among others. According to Field [45], when item-correlation coefficient is above .30 is expected a positive correlation between that specific item and the factor. However, a low item-correlation indicates that the item does not measure the same construct than other items included in the same factor. Given the item-correlation coefficients for the CERQ-k were above .30 (except for item 20) and factor loadings had medium-to-high magnitude, all items were retained.

The internal consistency reliability of the subscales was generally good, with alphas ranging from .56 to .75. These results are similar to other validation studies that have used the CERQ-k in a sample of 9-11-year-old 717 primary school youngsters in the Netherlands (from .62 to .79) [6, 7]. When the scale presents multidimensional nature, such as CERQ-k that includes four items per factor, it is reasonable that internal consistency is moderate-adequate [45]. Test-retest reliability was also examined over an interval of 8 weeks, and data established a satisfactory total scale test-retest reliability index (ICC = .74) and moderate to acceptable correlations for the subscales (ICC = .54 to .70), which suggests that the CER strategies can be

considered relatively stable styles, although less than others such as personality traits [6]. Consistently, Liu et al. [8] found test-retest coefficients ranging from .53 to .70 over one month. This finding also suggests that CER strategies may vary depending on the situations children face and the context in which the unpleasant event unfolds [13].

In addition, the construct validity of the Spanish version of the CERQ-k was verified. Consistent with empirical studies using CERQ-k in children [14, 15, 25] and adults [17, 26] and a meta-analytic review on emotion-regulation strategies across psychopathology [15], the subscales corresponding to less adaptive CER strategies (Rumination, Self-Blame, Catastrophizing, and Other-blame) were more related to depression and anxiety symptoms, supporting the convergent validity of the CERQ-k. The results suggest that children who use maladaptive CER strategies (including Rumination, Self-Blame, Catastrophizing, and Other-blame) are more likely to develop depressive and anxiety symptomatology. Convergent validity was also demonstrated by the relationships between the adaptive CER strategies (positive refocusing and planning) and presence of fewer symptoms of depression. Therefore, positive refocusing and planning would act as strategies that have a positive effect on the prevention of depression in children. The reason why no further stronger negative correlations were found between adaptive strategies, anxiety and depression remains unclear. However, our findings are consistent with existing studies conducted with Chinese [8], Dutch [6, 13], and Spanish-Speaking children and youth [18], which found the strongest negative associations with anxiety and/or depression only with positive refocusing and/or positive reappraisal. Only the study with a Chinese sample [8] has found significant negative associations between most adaptive CER strategies and depression, including positive refocusing and planning as found in our study. In this regard, it is necessary further research with children from different settings to determine possible cultural differences in the concept of cognitive emotional regulator, the use of CER strategies, and their impact on emotional problems since cognitive coping styles may be more or less adaptive depending on the circumstances in which they are assessed [13]. In adults, the research is more extensive and the cross-cultural stability between the presence of these emotional problems and the use of CER strategies has been highlighted, and only minor differences have been found [14]. For instance, as Domínguez-Sánchez et al. [14] noted, compared to individualistic societies (e.g., Spain), in collectivistic societies (e.g., China) there has been found a greater relationship between anxiety and blaming others or a greater use of strategies such as positive refocusing instead of positive reappraisal. Lastly, the results found in this study suggest that more research is warranted with Spanish children from different areas of Spain and using different measures of childhood anxiety and mood problems to determine the relationships between the CER strategies and these emotional problems, as well as to confirm the psychometric properties of the adapted scale.

Limitations

The study has some limitations that have to be considered. The research used self-report measures to collect the data, so it would be advisable to collect information also from parents to compare scores between both measures. Additionally, the lack of studies on the psychometric properties of different versions of the CERQ-k made it difficult to compare the results of this study with data collected in other countries. Despite these limitations, findings of this study confirm that the Spanish version of the CERQ-k constitutes a reliable and valid instrument for measuring strategies of cognitive emotion regulation in Spanish children.

Practical implications

Although some studies have examined the suitability of the CERQ for use with children (CERQ-k), the present study is the first that has adapted the CERQ for use with children from

Spanish-speaking countries. Therefore, this research provides an easier tool to administer in childhood in order to explore CER strategies. This instrument can be useful for researchers and clinicians to know the existence of maladaptive CER patterns that may increase the risk of emotional problems and orient interventions and prevention of mental health problems in children. Future research should focus on a shorter version of the CERQ-k, and the validation of this tool for Spanish adolescents in order to provide researchers and clinicians with a tool to evaluate CER in this population.

To summarize, the results of the current study, together with previous international studies [6, 8], provide preliminary evidence for the validity and reliability of the CERQ for children as a multidimensional tool of CER. This study offers a valuable instrument to early detection of emotional disorders and to guide the psychological treatments in Spanish-speaking children that it can be used in research large-scale studies and at clinical settings.

Author Contributions

Conceptualization: Mireia Orgilés, José P. Espada.

Data curation: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles.

Formal analysis: Alexandra Morales, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Funding acquisition: Mireia Orgilés.

Investigation: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Methodology: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Project administration: Mireia Orgilés, José P. Espada.

Resources: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Software: Alexandra Morales.

Supervision: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Validation: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

Visualization: Iván Fernández-Martínez.

Writing – original draft: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, José P. Espada.

Writing – review & editing: Mireia Orgilés, Alexandra Morales, Iván Fernández-Martínez, Juan Manuel Ortigosa-Quiles, José P. Espada.

References

1. Koole SL. (2009). The psychology of emotion regulation: An integrative review. *Cogn Emot* 23(1):4–41. <https://doi.org/10.1080/02699930802619031>
2. Gamefski N, Kraaij V. (2007). The cognitive emotion regulation questionnaire: Psychometric features and prospective relationships with depression and anxiety in adults. *Eur J Psychol Assess* 23(3):141–149. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.23.3.141>

3. Stegge H, Meerum Terwogt M, Reijntjes A, Van Tijen N. Implicit theories on the (non) expression of emotion: A developmental perspective. In Nyklicek I & Vingerhoedts A. (Eds.), *The sixth volume of the series biobehavioral perspectives on health and disease prevention*. New York, NY: Harwood Academic Publishers.
4. Palumbo P, Medrano L, Lussenhoff F, González J, Curarello A. (2011). Emociones positivas y negativas en futbolistas de alto rendimiento. *PSIENCIA. Rev Latin Ciencia Psicol* 3(2): 64–73.
5. Schäfer JÖ, Naumann E, Holmes EA, Tuschen-Caffier B, Samson AC. Emotion regulation strategies in depressive and anxiety symptoms in youth: A meta-analytic review. *Journal of Youth and Adolescence* 2017; 46:261–276. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0585-0> PMID: 27734198
6. Garnefski N, Rieffe C, Jellesma F, Terwogt MM, Kraaij V. (2007). Cognitive emotion regulation strategies and emotional problems in 9-11-year-old children: The development of an instrument. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 16(1):1–9. <https://doi.org/10.1007/s00787-006-0562-3> PMID: 16791542
7. Legerstee JS, Garnefski N, Jellesma FC, Verhulst FC, Utens EM. (2010). Cognitive coping and childhood anxiety disorders. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 19(2):143–150. <https://doi.org/10.1007/s00787-009-0051-6> PMID: 19727903
8. Liu W, Chen L, Blue PR. (2016). Chinese adaptation and psychometric properties of the child version of the cognitive emotion regulation questionnaire. *PLoS ONE* 11(2) e0150206. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0150206> PMID: 26925586
9. Gratz KL, Roemer L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *J Psychopathol Behav Assess* 26(1):41–54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
10. Gross JJ, John OP. Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *J Pers Soc Psychol*. 2003; 85(2):348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348> PMID: 12916575
11. Salovey P, Mayer JD, Goldman SL, Turvey C, Palfai TP. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the trait meta-mood scale. In Pennebaker JW. *Emotion, disclosure & health*. Washington: American Psychological Association p. 125–151. <https://doi.org/10.1037/10182-006>
12. Catanzaro SJ, Mearns J. (1990). Measuring generalized expectancies for negative mood regulation: Initial scale development and implications. *J Pers Assess* 54(3–4):546–563. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674019> PMID: 2348341
13. Garnefski N, Kraaij V, Spinhoven P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Pers Individ Differ* 30(8):1311–1327. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00113-6)
14. Domínguez-Sánchez FJ, Lasa-Aristu A, Amor PJ, Holgado-Tello FP. (2013). Psychometric properties of the Spanish version of the cognitive emotion regulation questionnaire. *Assessment* 20(2):253–261. <https://doi.org/10.1177/1073191110397274> PMID: 21467092
15. Aldao A, Nolen-Hoeksema S, Schweizer S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clin Psychol Rev* 30(2):217–237. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004> PMID: 20015584
16. Garnefski N, Kraaij V, van Etten M. (2005). Specificity of relations between adolescents' cognitive emotion regulation strategies and internalizing and externalizing psychopathology. *J Adolesc* 28(5):619–631. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2004.12.009> PMID: 16203199
17. Garnefski N, Teerds J, Kraaij V, Legerstee J, van den Kommer T. (2004). Cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: Differences between males and females. *Pers Individ Differ* 36(2):267–276. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00083-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00083-7)
18. Andrés ML, Castañeiras CE, Richaud de Minzi MC. (2014). Contribución de las estrategias cognitivas de regulación emocional en la ansiedad, depresión y bienestar en niños de 10 años de edad. *Resultados preliminares [Traducción]*. *PSIENCIA. Rev Latin Ciencia Psicol*. 6(2):81–89. <https://doi.org/10.5872/psiencia/6.2.24>
19. Garnefski N, Kraaij V, Spinhoven P. (2002). *Manual for the use of the cognitive emotion regulation questionnaire*. Leiderdorp, The Netherlands: DATEC.
20. Jermann F, Van Der Linden M, D'Acremont M, Zermatten A. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire (CERQ): Confirmatory factor analysis and psychometric properties of the French translation. *Eur J Psychol Assess* 22(2):126–131. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.22.2.126>
21. Zhu X, Auerbach RP, Yao S, Abela JRR, Xiao J, Tong X. (2008). Psychometric properties of the cognitive emotion regulation questionnaire: Chinese version. *Cogn Emot* 22(2):288–307. <https://doi.org/10.1080/02699930701369035>
22. Perte A, Miclea M. (2011). The standardization of the cognitive emotional regulation questionnaire (CERQ) on Romanian population. *Cognitie, Creier, Comportament* 15(1):111.

23. Abdi S, Taban S, Ghaemian A. (2010). Cognitive emotion regulation questionnaire: Validity and reliability of the Persian translation of the CERQ (36-item). *Procedia—Social Behav Sciences* 32:2–7. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.01.001>
24. Tuna E, Bozo Ö. (2012). The cognitive emotion regulation questionnaire: Factor structure and psychometric properties of the Turkish version. *J Psychopathol Behav Assess* 34(4):564–570. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9303-8>
25. Medrano LA, Moretti L, Ortiz Á, Pereno G. (2013). Validación del cuestionario de regulación emocional cognitiva en universitarios de Córdoba, Argentina. *Psykhe* 22(1):83–96.
26. Dominguez S, Medrano L. (2016). Propiedades psicométricas del cognitive emotional regulation questionnaire (CERQ) en estudiantes universitarios de Lima. *Psychologia: Avances Disciplina* 10(1):53–67.
27. Kovacs M. (1985). The children's depression, inventory (CDI). *Psychopharmacol Bull* 21(4):995–998. PMID: 4089116
28. Del Barrio V, Carrasco M. CDI. Inventario de depresión infantil. Madrid: TEA Ediciones 2004.
29. Spielberger CD. (1973). *State-trait anxiety inventory for children*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
30. Pons-Salvador G, Frías D, Del Barrio M. (1994). Propiedades psicométricas del state-trait anxiety inventory for children (STAIC). *Psicológica* 15:45–53.
31. Muñiz J, Elosua P, Hambleton RK. Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema* 2013; 25:151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24> PMID: 23628527
32. Hu L, Bentler PM. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 6(1):1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
33. Forero CG, Maydeu-Olivares A, Gallardo-Pujol D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Struct Equ Modeling* 16(4):625–641.
34. Li C (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behav Res Methods* 48(3):936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7> PMID: 26174714
35. Gadermann AM, Guhn M, Zumbo BD (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assess, Res Eval*. 2012; 17(3):1–13.
36. Zumbo BD, Gadermann AM, Zeisser C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *J Mod Appl Stat Methods* 6(1):4. Retrieved from <http://digitalcommons.wayne.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1121&context=jmasm>
37. Rossel Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). Available at: <http://users.ugent.be/~yrosseel/lavaan/lavaanIntroduction.pdf>.
38. Weir JP. (2005). Quantifying test-retest reliability using the intraclass correlation coefficient and the SEM. *J Strength Cond Res* 19(1):231–240. <https://doi.org/10.1519/15184.1> PMID: 15705040
39. Shrout PE. (1998). Measurement reliability and agreement in Psychiatry. *Stat Methods Med Res* 7(3):301–317. <https://doi.org/10.1177/096228029800700306> PMID: 9803527
40. Anastasi A. (1998). *Psychological testing* (6th ed). New York: Macmillan.
41. Baumgartner TA, Chung H. (2001). Confidence limits for intraclass reliability coefficients. *Meas Phys Educ Exerc Sci* 5(3):179–188. https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0503_4
42. Garnefski N, Kraaij V. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire—development of a short 18-item version (CERQ-short). *Pers Individ Dif* 41(6):1045–1053. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.04.010>
43. Garnefski N, Kraaij V. (2006). Relationships between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. *Pers Individ Dif* 40(8):1659–1669. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.12.009>
44. Fleiss JL. *Design and analysis of clinical experiments*, John Wiley & Sons, 2011.
45. Field A. *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*, London: SAGE, 2013.

Publicación 5

■ **SPANISH VERSION OF SUPER SKILLS FOR LIFE: SHORT- AND LONG-TERM IMPACT OF A TRANSDIAGNOSTIC PREVENTION PROTOCOL TARGETING CHILDHOOD ANXIETY AND DEPRESSION**

Mireia Orgilés, Iván Fernández-Martínez, José P. Espada y Alexandra Morales

Universidad Miguel Hernández (España)

Artículo publicado en *Anxiety, Stress, & Coping* en 2019

Factor de Impacto 2018 = 1.981

Cuartil 2 de la categoría *Psychology, Multidisciplinary* – Journal Citation Reports, puesto 45° de 137

Referencia

Orgilés, M., Fernández-Martínez, I., Espada, J. P. y Morales, A. (2019). Spanish version of Super Skills for Life: Short- and long-term impact of a transdiagnostic prevention protocol targeting childhood anxiety and depression. *Anxiety, Stress, & Coping*. doi:10.1080/10615806.2019.1645836

Publicación 6

EFFECTIVENESS OF THE PROGRAM SUPER SKILLS FOR LIFE IN REDUCING SYMPTOMS OF ANXIETY AND DEPRESSION IN YOUNG SPANISH CHILDREN

Iván Fernández-Martínez^a, Alexandra Morales^a, José P. Espada^a,
Cecilia A. Essau^b y Mireia Orgilés^a

^aUniversidad Miguel Hernández (España)

^bUniversidad de Roehampton (Reino Unido)

Artículo publicado en *Psicothema* en 2019

Factor de Impacto 2018 = 1.551

Cuartil 2 de la categoría *Psychology, Multidisciplinary* – Journal Citation Reports, puesto 57º de 137

Referencia

Fernández-Martínez, I., Morales, A., Espada, J. P., Essau, C. A. y Orgilés, M. (2019). Effectiveness of the program Super Skills for Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children. *Psicothema*, 31, 298-304. doi:10.7334/psicothema2018.336

Effectiveness of the program Super Skills For Life in reducing symptoms of anxiety and depression in young Spanish children

Iván Fernández-Martínez¹, Alexandra Morales¹, José P. Espada¹, Cecilia A. Essau², and Mireia Orgilés¹

¹ Universidad Miguel Hernández and ² University of Roehampton

Abstract

Background: Super Skills for Life (SSL) is a transdiagnostic prevention program designed for children with anxiety and depressive symptoms based on cognitive-behavioral therapy. This study is a trial of the efficacy of the SSL program to reduce anxiety and depression symptoms in a representative sample of Spanish children aged 6 to 8. **Method:** This cluster randomized controlled trial involved 123 Spanish-speaking children recruited from 10 schools. Schools were the unit of randomization, and were randomly assigned to one of two experimental conditions: intervention group (SSL) and waiting list control (WLC) group. Assessments were conducted before and after the 8-week intervention. **Results:** Generalized estimating equations showed that, compared with WLC, the intervention significantly reduced emotional symptoms of anxiety and depression. Significant improvements were also found in specific symptoms of anxiety disorders, and in the interference of anxiety in the child's life. **Conclusions:** The findings of this study provide initial support for the immediate effects of SSL, suggesting that it is a valuable resource for the early reduction of anxiety and depressive symptoms in young Spanish-speaking children.

Keywords: Anxiety, depression, children, Super Skills for Life, transdiagnostic program.

Resumen

Eficacia del programa Super Skills For Life para reducir síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños españoles. Antecedentes: Super Skills for Life (SSL) es un programa de prevención transdiagnóstico diseñado para niños con síntomas de ansiedad y depresión basado en la terapia cognitivo-conductual. Se presenta un ensayo sobre la eficacia del programa SSL en la reducción de los síntomas de ansiedad y depresión en una muestra representativa de niños españoles de 6 a 8 años de edad. **Método:** este ensayo controlado aleatorio grupal incluyó a 123 niños hispanohablantes reclutados en 10 colegios. Los colegios fueron la unidad de aleatorización, siendo asignados aleatoriamente a una de dos condiciones experimentales: grupo de intervención (SSL) y grupo control (GC). Las evaluaciones se realizaron antes y después de la intervención de 8 semanas. **Resultados:** las ecuaciones de estimación generalizadas mostraron que, en comparación con el GC, la intervención redujo significativamente los síntomas emocionales de ansiedad y depresión. También se encontraron mejorías significativas en síntomas de trastornos de ansiedad específicos y en la interferencia de la ansiedad en la vida del niño. **Conclusiones:** los resultados de este estudio proporcionan apoyo inicial a los efectos inmediatos de SSL, sugiriendo que es un recurso valioso para la reducción temprana de los síntomas de ansiedad y depresión en niños pequeños hispanohablantes.

Palabras clave: ansiedad, depresión, niños, Super Skills for Life, programa transdiagnóstico.

Anxiety disorders are among the most frequent mental disorders and those with the earliest onset among children and tend to co-occur with depression, both disorders are associated with severe psychosocial impairment (Beesdo, Knappe, & Pine, 2009; Merikangas et al., 2010; Polanczyk, Salum, Sugaya, Caye, & Rohde, 2015). International literature reported high rates of comorbidity between childhood anxiety and depression disorders, ranging between 10-50% (see Garber & Weersing, 2010). In Spanish children, the estimated levels of comorbidity of anxiety and depressive symptoms (20-80%) and disorders (12-17%) are

also considerable (Canals, Voltas, Hernández-Martínez, Cosí, & Arija, 2019; Romero et al., 2010). Anxiety and depression disorders also appear to interact negatively, as the presence of one may increase the symptomatology of the other (Garber & Weersing, 2010). Thus, the comorbidity of both conditions is associated with more severe symptoms, poorer treatment response, and increased risk of other problems (e.g., physical problems, suicide attempts) compared to having either an anxiety or a depressive disorder (Melton, Croarkin, Strawn, & McClintock, 2016). Additionally, symptoms of these internalizing problems appear to be present and stable in children aged 2–11 years, with symptoms increasing in late childhood if not treated (Sterba, Prinstein, & Cox, 2007). In this regard, the need for more research on prevention and early intervention programs for young children's anxiety and depression problems has been highlighted (e.g., Bayer & Beatson, 2013).

In this context and considering the supported efficacy of cognitive-behavioral therapy (CBT) in treating childhood

Received: December 9, 2018 • Accepted: April 25, 2019

Corresponding author: Iván Fernández-Martínez

Facultad de Ciencias Sociosanitarias

Universidad Miguel Hernández

03202 Elche (Spain)

e-mail: i.fernandez@umh.es

anxiety and depression (Hollon, Stewart, & Strunk, 2006), there has been an increasing interest in the development of CBT-based transdiagnostic treatments addressing common factors of these comorbid disorders by applying a unified intervention protocol (Clark & Taylor, 2009), and results have been promising regarding their effectiveness (Bettis, Forehand, Sterba, Preacher, & Compas, 2016; Craske, 2012; García-Escalera, Chorot, Valiente, Reales, & Sandín, 2016). A transdiagnostic perspective focuses on the common mechanisms or processes underlying a range of specific disorders that can be contributing to their development or maintenance. Therefore, compared to specific-disorder CBT-based treatments, those relying on a transdiagnostic CBT-based approach to anxiety and depressive disorders are designed to target their commonalities (e.g., negative affectivity, negative thoughts, interpretative and attentional biases, avoidance) through a single protocol, thus allowing the treatment of participants with anxiety and/or depression in the same intervention (Craske, 2012; García-Escalera et al., 2016). This has been found to be an efficient approach, with flexibility to incorporate effective disorder-specific interventions, and easy to implement (Clark & Taylor, 2009; Craske, 2012). Therefore, the diagnostic commonalities of anxiety and depression and their shared risk factors could justify a transdiagnostic approach to prevention, which may increase the efficiency of current disorder-specific preventive interventions (Dozois, Seeds, & Collins, 2009). However, transdiagnostic prevention protocols targeting children with symptoms of anxiety and depression are still scarce, and few are available to date (e.g., García-Escalera et al., 2016; Martinsen, Kendall, Stark, & Neumer, 2016).

A recent and promising CBT-based transdiagnostic protocol is the *Super Skills for Life* (SSL) program (Essau & Ollendick, 2013), developed for children with anxiety and depressive symptoms. This targeted prevention program integrates social skills training, behavioral activation, and video-feedback with cognitive preparation as part of the intervention for the first time (Essau et al., 2014). Thus, based on its authors, the main core principles of the program involve targeting common risk factors of comorbid disorders following a transdiagnostic approach, developing children's skills to deal with anxiety situations based on the principles of CBT, and improving their mood and self-esteem following the principles of behavioral activation. The program also aims to enhance the social competence of children through the learning of social skills, and their self-perception by using video-feedback with cognitive preparation. The original study by Essau et al. (2014) provided preliminary support for the SSL applied in a school setting, demonstrating positive effects with Anglo-Saxon children aged 8-10 years with significant anxiety problems, as well as a positive impact on other symptoms such as peer problems, conduct problems, and hyperactivity. Since the original study did not use a control condition, further research is needed to determine the effectiveness of SSL to reduce the targeted emotional problems in children. However, it appears to be a short and cost-effective program.

The present study aimed to examine for the first time the immediate effectiveness of the Spanish-adapted version of the SSL in reducing anxiety and depressive symptoms in European Spanish-speaking children, aged 6-8 years, selected based on high scores on a measure of emotional symptoms (i.e., anxiety and depression), compared with a waiting list control (WLC) group. The secondary aim of this study was to evaluate whether the SSL may

have immediate positive effects on secondary outcome measures such as interference of anxiety with children's and parents' life, hyperactivity, prosocial behavior, and conduct and peer problems.

Based on previous experience with SSL (Essau et al., 2014), it was hypothesized that in the short-term, there would probably be effects on anxious symptoms, but not in the scores of other secondary outcomes measured, as the original study reported either no effects (e.g., anxiety-related interference, prosocial behavior) or that effects only occurred at follow-up (e.g., hyperactivity, peer and conduct problems). Concerning symptoms of depression, this outcome was not assessed in the original SSL study. However, immediate effects were hypothesized in depression symptoms due to the effectiveness shown by the transdiagnostic CBT protocols in the pre-post reduction of anxiety and depressive symptoms, and the commonalities and co-occurrence between the two conditions (e.g., Canals et al., 2019; García-Escalera et al., 2016; Melton et al., 2016).

Method

Participants

A cluster randomized controlled trial design was used in this study, with schools being the unit of randomization, assigned to either the SSL or WLC experimental conditions. The present cluster randomized controlled trial was conducted in 2017. The study involved an incidental sample of 123 Spanish-speaking children ranging in age from 6 to 8 years (M age = 6.89 years, SD = .79; 44.7% female) and their parents. Children were enrolled in first (44.7%), second (34.1%), and third year (21.2%) of primary school at 10 schools, and were selected based on the responses of their parents to a battery of questionnaires, who voluntarily agreed to participate in the study. Participants came from families with a medium-high socio-economic level, and 98.4% were born in Spain. Out of the 12 schools invited to participate, a total of 10 were enrolled in the study, all of them from urban areas of the province of Alicante, in the southeast of Spain. Primary schools were selected based on their potential to represent the socio-economic structure of the Spanish population, with the participation of public, private, and state-assisted private schools. The schools were randomly assigned to one of the two experimental conditions: SSL (n = 5) or non-intervention WLC (n = 5). A total of 67 children (M age = 6.88 years, SD = 0.80; 50.7% female) were in the SSL group, and 56 (M age = 6.88 years, SD = 0.78; 37.5% female) in the WLC group. Table 1 shows the baseline sociodemographic characteristics of the participating children and their parents by intervention condition.

The inclusion criteria were that participants a) were between 6 and 8 years of age and Spanish-speaking, b) presented emotional symptoms based on scores equal to or greater than 4 on the emotional symptoms subscale of the Strengths and Difficulties Questionnaire-Parent version (SDQ-P; Goodman, 2001) categorized as borderline or abnormal, respectively, c) did not receive psychological or psychiatric treatment; and d) did not present developmental problems or severe learning difficulties.

Instruments

Due to self-reports tend to show good properties as of 8-9 years of age (e.g., Rapee, 2018) and the linguistic and cognitive

development level of young children may affect their accuracy, the evaluation in this study relied on parent reports, who are reliable and frequent informants of child mental health symptoms (Melton et al., 2016). Thus, parent-report measures with adequate psychometric properties were selected, including the parent version of some scales used in the original SSL study (e.g., SDQ-P) (Essau et al., 2014).

Mood and Feelings Questionnaire-Parent version (MFQ-P). The MFQ-P (Angold et al., 1995) is a unidimensional 34-item screening tool for depression in children and young people. For each item, parents rate their children's feelings and actions over the previous 2 weeks on a 3-point Likert scale: 0 (*not true*), 1 (*somewhat true*), and 2 (*true*). The MFQ-P total score is obtained by summing the scores of all items (score range: 0-68). Higher scores indicate more severe symptoms of depression. The scale yielded good criterion validity, high internal consistency ($\alpha = .96$), and test-retest reliability (Daviss et al., 2006). Cronbach's α was .90 in this study.

Spence Children's Anxiety Scale-Parent version (SCAS-P). The SCAS-P (Nauta et al., 2004) is a 38-item parent-report questionnaire assessing the severity with which symptoms of several anxiety disorders are present in children aged 6-18 years. It comprises six subscales (panic attack and agoraphobia, separation anxiety, physical injury fears, social anxiety, obsessive

compulsive disorder, and generalized anxiety disorder), and an overall measure of anxiety can be obtained by summing all the item scores (score range: 0-114). Parents respond to items using a 4-point rating scale, ranging from 0 (*never*) to 3 (*always*). Higher scores indicate more severe symptoms. The Spanish version of the SCAS-P showed good convergent and divergent validity, a high internal consistency coefficient (.91), and adequate test-retest reliability (Orgilés, Rodríguez-Menchón, Fernández-Martínez, Morales, & Espada, 2019). In the current study, the ordinal alpha for total score was .79, ranging from .65 (obsessive compulsive) to .82 (physical injury fears and generalized anxiety disorder) for the subscales.

Child Anxiety Life Interference Scale-Parent report (CALIS-P). The CALIS-P (Lyneham et al., 2013) is a 16-item scale assessing interference and impact associated with child anxiety on the life of children and their parents in several domains from the parents' point of view. Items are divided into three subscales: child at home, child outside home, and parent life. The CALIS-P total score is obtained by summing all item scores (range: 0-64). Items are rated on a 5-point Likert scale from 0 (*not at all*) to 4 (*a great deal*). The original version of the scale by Lyneham et al. (2013) showed good validity and test-retest reliability, and high internal consistency for mother ($\alpha = .90$) and father reports ($\alpha = .88$). In the current study, Cronbach's α was .91 for total score and ranging from .75 (child at home) to .87 (parent life) for the subscales.

Strengths and Difficulties Questionnaire-Parent version (SDQ-P). The SDQ-P (Goodman, 2001) is a 25-item questionnaire assessing emotional and behavioral difficulties and positive behaviors in children aged 3-16 years, and includes the five following subscales: emotional symptoms (i.e., anxiety and depressive symptoms), conduct problems, hyperactivity/inattention, peer relationship problems, and prosocial behavior. Items are rated from 0 (*not true*) to 2 (*certainly true*), with total scores in each subscale ranging from 0 to 10. The total difficulties score (range: 0-40) is obtained by summing all subscales scores excluding the prosocial behavior subscale. Higher scores indicate more difficulties; the prosocial subscale is interpreted inversely. Psychometric properties and internal consistency (Cronbach's alpha was .76 for the total score) of the Spanish SDQ-P were good (Rodríguez-Hernández et al., 2012). In the current study, the ordinal alpha for the total score was .74, ranging from .77 (conduct problems) to .87 (peer problems) for the subscales, except for emotional symptoms ($\alpha = .54$).

Procedure

The present study was approved by the Ethics Committee of (Miguel Hernández) University (Spain). The schools distributed a letter to parents with information about the study; parents (i.e., only mother or father) who were interested accessed an online form where they completed the first evaluation of the study, which in turn served as screening. Parents were previously informed of the objectives and procedure of the research, the confidentiality of their data, and that participation was voluntary. Children who met the inclusion criteria were selected and parents were informed via e-mail. Those parents whose children were assigned to the intervention condition attended a meeting where the SSL intervention was explained and parents provided their informed consent. For both experimental conditions, fathers or mothers who had completed the first assessment (pre-test) were asked

Table 1

Sociodemographic characteristics of baseline participating children and their parents by intervention condition

Characteristics	SSL group (n = 67)	Control group (n = 56)	Total (N = 123)	p value
Children				
Female, N (%)	34 (50.7)	21 (37.5)	55 (44.7)	.14
Mean age (SD), years	6.88 (.80)	6.88 (.78)	6.89 (.79)	.80
6 years	25 (37.3)	21 (37.5)	46 (37.4)	
7 years	23 (34.3)	21 (37.5)	44 (35.8)	.89
8 years	19 (28.4)	14 (25)	33 (26.8)	
School grade				
1	27 (40.3)	28 (50)	55 (44.7)	
2	25 (37.3)	17 (30.4)	42 (34.1)	.55
3	15 (22.4)	11 (19.6)	26 (21.2)	
Nationality				
Spanish	65 (97)	56 (100)	121 (98.4)	
Other	2 (3)	0 (0)	2 (1.6)	.19
Mean number (SD) of siblings	1 (.81)	.91 (.61)	.96 (.72)	.50
Parents				
Female, N (%)	54 (80.6)	43 (76.8)	97 (78.9)	.60
Family situation				
Married	57 (85.1)	49 (87.5)	106 (86.2)	
Separated or divorced	9 (13.4)	7 (12.5)	16 (13)	.64
Single	1 (1.5)	0 (0)	1 (0.8)	
Education				
Primary education	16 (23.9)	7 (12.5)	23 (18.7)	
Secondary education	12 (17.9)	26 (46.4)	38 (30.9)	.003
Higher education	39 (58.2)	23 (41.1)	62 (50.4)	

Note: SSL = Super Skills for Life

to complete the online form again (post-test) after 8 weeks (i.e., immediately after the eight-session SSL intervention).

The eight-session SSL program was implemented weekly, with one session per week, after school hours at participants' schools as an extracurricular activity, and was facilitated by seven psychologists with a Master's degree in Psychology, mostly in therapy with children and adolescents. The facilitators completed an intensive 1-day SSL training at the authors' institution, in which the objectives and contents of each session of SSL were thoroughly reviewed. In addition, weekly follow-up facilitator meetings were held to resolve questions, deliver materials, highlight important aspects of each session, and monitor the adequacy of implementation. The facilitators also registered relevant data in each session (e.g., attendance, content covered), which enabled verifying that the program was implemented as planned. The sessions were delivered to small groups of 4 to 6 children, with one facilitator per group. There was a total of 13 groups, an average of 2.6 groups per school participating in the intervention condition.

Prior to conducting the current research, two bilingual psychologists at the authors' institution translated the original SSL program from English into European-Spanish. Subsequently, five psychologists participated in an expert focus group in order to ensure an adequate cultural adaptation of the program. Additionally, the program was pilot-tested with a focus group of six children aged 6-8 years old, participation was voluntary and parents gave their informed consent. As a result, the original content and components of the program were maintained, while slight modifications were made (e.g., names of characters, language expressions, examples, and pictures) in order to facilitate understanding and improve the adaptation to Spanish culture.

Intervention. The SSL program consists of eight weekly 45-minute sessions, which can be delivered in schools by experts. The sessions are designed for groups containing a maximum of 6 to 8 children. The intervention is provided through different activities such as simple explanations of key concepts, readings, games, role-playing, speech tasks, video-feedback with cognitive preparation, and small group or individual exercises. The main components of this program are relaxation strategies, self-monitoring, behavioral activation, cognitive reappraisal, emotional education, and training in social skills and problem solving. After each session, children are asked to do some homework to practice and reinforce what they learned in the session. A more detailed explanation of the program can be found in the original study (Essau et al., 2014).

Data analysis

The baseline equivalence between the experimental and control groups was determined using *t* Student (quantitative variables) or crosstabulation (qualitative variables). Cohen's (1988) effect size was estimated for statistically significant differences. Attrition was analyzed through logistic regression to identify the profile of participants lost to follow-up in this study (i.e., those whose parents did not complete the post-test assessment when required) from the SSL ($n = 7$) and WLC ($n = 14$) groups. Missing data at post-test in this study was due to loss to follow-up, but not to other factors (e.g., withdrawal). The effects of the SSL on the outcomes were evaluated using generalized estimating equations (GEE) adjusting for baseline measures of the outcome, variables that differed between conditions at baseline, age, gender, and clustering

within school. Cluster-randomized control trials are commonly evaluated using GEE because it presents several advantages. GEE controls for correlations between responses when participants are clustered in centers, it increases the power of analyses in studies using small samples and a large number of repeated measures, it estimates changes over time in main outcomes, and it allows the use of incomplete data (e.g., follow-up assessments) without excluding the participants from the analyses (El Rafihi-Ferreira, Silveira, Asbahr, & Ollendick, 2018; Liang & Zeger, 1986).

The effectiveness of the program was tested by comparing both experimental conditions. Each variable was tested using independent analyses. Individuals were the unit of analysis, while centers were the unit of randomization. Only cases including pre- and post-test data were analyzed. Analyses were conducted using SPSS V25.

Results

Figure 1 illustrates the flow of participants during the trial. Regarding external validity, there were no differences in age ($p = .42$) or gender ($p = .50$) between participants who were lost to follow-up at post-test and those who provided the post-test evaluation data. Moreover, no differences were found in the main outcome variables, including scores on SCAS-P ($p = .89$), SDQ-P ($p = .47$), CALIS-P ($p = .35$), and MFQ-P ($p = .68$) between these groups. Regarding internal validity, statistically significant differences were found in the retention rate of children at post-test between the SSL and WLC conditions ($p = .03$). The retention rate was higher for the intervention group (89.6%) compared to the WLC group (75%), as shown in Figure 1. However, differences in the loss to follow-up rate between both conditions were not related to age, gender, or main outcome variables, including SCAS-P ($p = .82$), SDQ-P ($p = .40$), CALIS-P ($p = .10$), and MFQ-P ($p = .42$) scores.

On average, children's attendance to SSL sessions was high (M sessions attended = 7; $SD = 1$). Of the children who received the intervention, 82.1% ($n = 55$) attended 7 or 8 sessions (almost all or all sessions).

At baseline, the experimental and control groups were equivalent in terms of sociodemographic variables, except for parental level of study ($X^2 = 11.92$, $p < .01$). In the SSL group, there was a higher percentage of parents with higher education than in the WLC group (58.2% vs. 41.1%); whereas in the WLC group there was a higher percentage of parents with secondary education compared to the SSL group (46.4% vs. 17.9%) (Table 1). The two experimental conditions did not differ in the outcome variables in the pre-test, except for emotional symptoms ($t = 2.52$, $p = .01$, $d = .51$), anxiety interference at home ($t = 2$, $p = .04$; $d = .40$), and depressive symptomatology ($t = 2.28$, $p = .02$, $d = .46$). The children in the SSL group had higher scores on emotional symptoms (SDQ-P subscale), greater interference of anxiety at home (CALIS-P subscale), and greater depressive symptomatology (MFQ-P total score) than did those in the control group. Although the effect size of these differences was moderate (Cohen, 1988), the variables were controlled for in the efficacy analysis of the intervention. Regarding anxiety scores (SCAS-P total score), moderated-to-elevated mean scores were reached in both experimental conditions, although slightly higher in the SSL group ($p = .20$). Table 2 shows the means and standard deviations before and after the intervention by experimental condition.

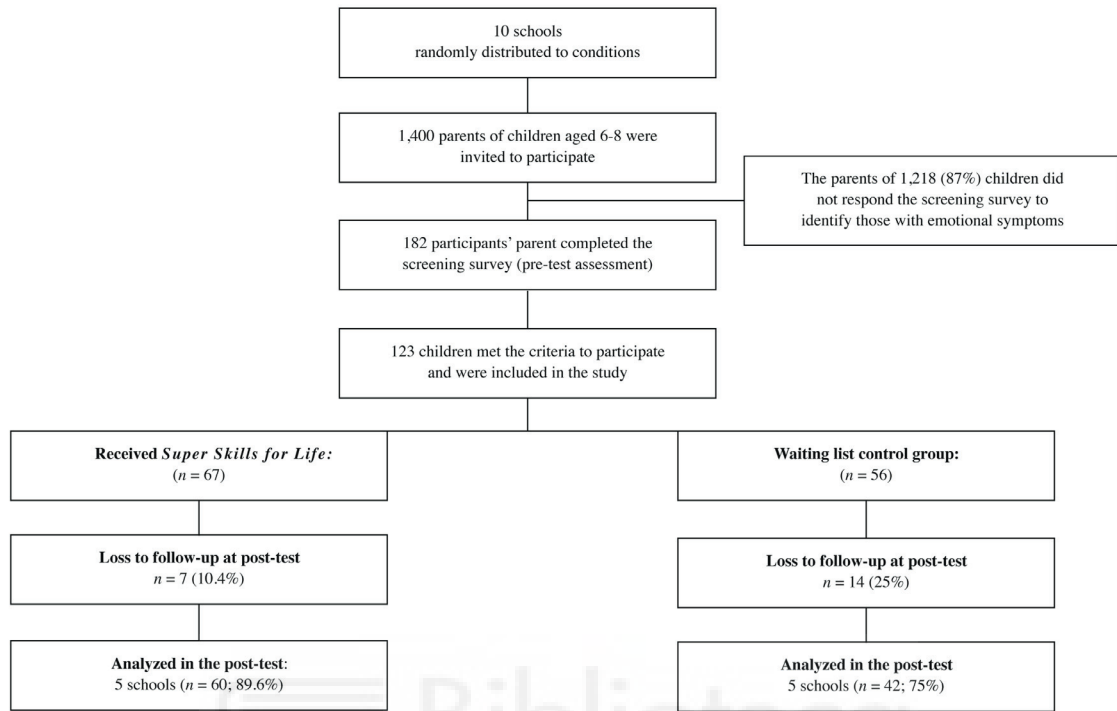


Figure 1. Progress of participating children throughout the trial

Table 2
Preintervention and Postintervention Means (SD) of the Outcomes

	SSL group		Control group	
	Pre	Post	Pre	Post
Anxiety (SCAS total score)	28.89 (12.96)	22.81 (13.84)	26.66 (10.38)	25.88 (12.56)
Panic/agoraphobia	1.77 (2.47)	1.41 (2.51)	1.66 (2.06)	2.07 (3.25)
Separation anxiety	7.04 (3.67)	5.28 (3.85)	6.90 (2.78)	6.02 (3.32)
Physical injury fears	4.77 (2.95)	3.70 (2.70)	4.23 (2.90)	4.64 (3.03)
Social anxiety	7.20 (3.56)	5.45 (3.25)	6.23 (3.15)	5.97 (3.22)
Obsessive compulsive	2.19 (2.45)	1.86 (2.51)	1.52 (1.51)	1.66 (1.80)
Generalized anxiety	5.89 (2.86)	5.10 (3.50)	6.09 (2.84)	5.50 (2.78)
Total difficulties (SDQ total score)	16.43 (6.58)	13.53 (6.45)	14.21 (5.85)	13.57 (7.43)
Emotional symptoms	5.31 (2.15)	3.85 (2.19)	4.33 (1.64)	4.17 (2.20)
Conduct problems	3.07 (2.11)	2.62 (1.86)	2.86 (1.71)	2.71 (2.04)
Hyperactivity/inattention	4.99 (2.74)	4.53 (2.66)	4.86 (2.63)	4.67 (3.05)
Peer problems	3.06 (2.53)	2.53 (2.25)	2.17 (2.45)	2.02 (2.32)
Prosocial behavior	7.12 (2.15)	7.47 (2.25)	7.67 (1.90)	7.57 (1.87)
Anxiety Life Interference (CALIS total score)	17.64 (12.70)	14.86 (13.31)	14.50 (9.54)	15.35 (11.42)
Outside home	5.31 (4.81)	4.31 (4.97)	4.40 (3.91)	4.57 (4.13)
At home	5.80 (3.71)	4.70 (3.55)	4.50 (2.52)	5.07 (3.31)
Parent life	6.52 (5.97)	5.85 (6.38)	5.59 (5.62)	5.71 (5.51)
Depression (MFQ total score)	13.44 (9.88)	7.43 (7.39)	9.42 (7.18)	9.45 (9.30)

Note: SSL = Super Skills for Life; CI = Confidence Interval. Higher scores denote greater symptomatology; except for Prosocial behavior

Effect of Intervention

Table 3 shows the post-intervention effects of the SSL program on the considered outcomes. After the intervention, children in the SSL group showed significantly higher reductions in scores on

Table 3
Generalized linear model-based estimates 95% Confidence Intervals (CI), and significance tests for intervention effect on the outcomes

	Estimates (95% CI)	p value
Anxiety (SCAS total score)	4.40 (.72, 8.08)	.01
Panic/agoraphobia	.69 (-.19, 1.57)	.12
Separation anxiety	.78 (-.21, 1.77)	.12
Physical injury fears	1.16 (.36, 1.97)	.005
Social anxiety	1.08 (.10, 2.06)	.03
Obsessive compulsive	.15 (-.43, .73)	.61
Generalized anxiety	.24 (-.50, 1)	.51
Total difficulties (SDQ total score)	1.55 (-.73, 3.83)	.18
Emotional symptoms	.85 (.009, 1.69)	.04
Conduct problems	.22 (-.36, .80)	.45
Hyperactivity/inattention	.10 (-.51, .73)	.73
Peer problems	.05 (-.70, .81)	.88
Prosocial behavior	-.17 (-.92, .57)	.64
Anxiety Life Interference (CALIS total score)	2.48 (-1.30, 6.28)	.19
Outside home	.90 (-.60, 2.42)	.24
At home	1.14 (.24, 2.04)	.01
Parent interference	.30 (-1.49, 2.09)	.74
Depression (MFQ total score)	3.94 (1.42, 6.47)	.002

measures of anxiety ($p = .01$), physical injury fears ($p < .01$), social anxiety ($p < .05$), emotional symptoms ($p < .05$), interference of anxiety at home ($p = .01$), and depression ($p < .01$) than did children of WLC group. The GEE analyses also revealed a positive impact of the SSL intervention on measures of panic/agoraphobia and separation anxiety compared to WLC group, although the effect only approached significance ($p = .12$).

Discussion

Overall, the results indicated that the intervention had a significant immediate positive impact on 6 out of 18 analyzed symptoms. Regarding the aim objective of this study, compared to the WLC group, children who participated in the SSL program showed significant reductions in symptoms of depression, anxiety, social anxiety, physical injury fears, and emotional problems (i.e., both anxiety and depression). These results confirm the hypothesis that this program could be effective in the immediate reduction (i.e., in post-intervention assessment) of anxiety and depression symptoms. These outcomes are in line with international studies that evaluated the efficacy of preventive programs for childhood anxiety and depression (e.g., Bettis et al., 2016) and found immediate effects in younger children (e.g., Essau, Conradt, Sasagawa, & Ollendick, 2012).

In addition, these findings are consistent with studies that support the efficacy of transdiagnostic interventions for anxiety and depression in children and adolescents (García-Escalera et al., 2016), and suggest the usefulness of a transdiagnostic approach for the prevention of anxiety and depression disorders (Dozois et al., 2009). It is also noteworthy that the program is effective in reducing specific symptoms such as physical injury fears, considering that specific phobias are one of the most frequent anxiety disorders in children and adolescents (Canals et al., 2019; Muris, 2017) and show the earliest onset (Beesdo et al., 2009), with some phobic fears (e.g., animals) appearing in an age range similar to that of our study participants (Rapee, 2018). Moreover, the positive impact of the SSL program on symptoms of social anxiety is consistent with those reported in the original study (Essau et al., 2014), which was particularly expected given that the SSL program has a strong component of social skills training and uses several strategies as part of the treatment that may contribute to this reduction (e.g., role-playings, speech tasks, video feedback with cognitive preparation).

Regarding the secondary objective, compared to the WLC condition, the intervention showed a significant reduction in symptoms related to the interference of anxiety with children's life at home, but not outside home. The reason for this result could be that assessments were carried out by parents. That is, children outside home spend much time in contexts where parents are not present, for example, at school; therefore, parents may not be able to observe or assess certain behavior changes properly (e.g., performance in the classroom); reports from teachers could provide more valuable information in this regard in future studies. Besides, the short 8-week period between pre- and post-test assessments could have been not long enough for parents' to perceive significant changes in the interference of their child's anxiety in different areas of their own life (e.g., work or relationships with family and friends); another explanation could be that certain parenting practices or strategies developed by parents to deal with children's anxiety (e.g., over-involvement or anxious behavior) (Beato, Pereira, & Barros, 2017) had not been

yet modified over the 8 weeks, and in turn, this did not allow parents to perceive changes in their daily life.

We found no differences in other secondary measures as well. In the original study by Essau et al. (2014), improvements were found in some of these measures at 6-month follow-up compared to pre-test (i.e., conduct and peer problems, hyperactivity), as well as in other anxiety symptoms on which this study failed to find an immediate impact of the SSL program (e.g., generalized anxiety, separation anxiety). This suggests the need to track symptoms for a longer time, after which it is expected that more positive effects could be identified at follow-up, as found in similar studies (Essau et al., 2012).

Some study limitations should be considered when interpreting the results. First, the sample size in this study was small and geographically located in the Southeast of Spain. Future studies should try to replicate our results with more representative samples in order to be able to generalize the findings. Second, only parent-report measures (from either mother or father) were utilized in assessments. This was due to the scarcity of measures available for younger children, a fact that other authors have highlighted, for example, with regard to anxiety measures (Rapee, 2018). Given the low-to-moderate agreement between parents and children when measuring internalizing problems, future studies should be performed following a multi-informant perspective, using measures from both parents and teachers, and appropriate self-report measures for early ages (e.g., Izquierdo-Sotorrió, Holgado-Tello, & Carrasco, 2016). Third, despite that the baseline differences between the two conditions were controlled in all analyses, the lack of balance in randomization for parental level of studies and baseline differences in the main outcomes may have influenced the results. Fourth, the control group did not receive an intervention equivalent to that implemented in the experimental group, which may have increased the effect size of the intervention according to the Hawthorne effect (McCarney et al., 2007). This study only provided results related to the immediate post-test effects of the SSL program. Future randomized controlled trials should involve follow-up assessments in order to examine the long-term effectiveness of the program. An additional line to be developed in the future would be to analyze the mediators and moderators of the effectiveness of the SSL program. Also, dismantling studies of SSL are needed in order to examine the efficacy of each component (e.g., social skills training) and whether the outcomes are equivalent to those yielded using the full program with young children.

In conclusion, despite the above-mentioned limitations, this study has some strengths that must be highlighted. First, this is the first study examining the SSL program with young Spanish-speaking children aged 6-8 years. The current research provides initial support for the immediate effectiveness of SSL in reducing internalizing symptoms of anxiety and depression, suggesting that it could be a valuable resource for researchers and clinicians. This study also extends the evidence supporting the efficacy of the SSL program by examining it for the first time with a control condition.

Acknowledgements

This research was supported by the Ministry of Education, Culture and Sport of Spain [Reference: FPU14/03900], and the Ministry of Economy and Competitiveness (MINECO) of Spain [Reference: PSI2014-56446-P].

References

- Angold, A., Costello, E. J., Messer, S. C., Pickles, A., Winder, F., & Silver, D. (1995). Development of a short questionnaire for use in epidemiological studies of depression in children and adolescents. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 5, 237-249.
- Bayer, J. K., & Beatson, R. (2013). Early intervention and prevention of anxiety and depression. In R. E. Tremblay, M. Boivin, R. DeV. Peters (Eds.), R. M. Rapee (topic ed.), *Encyclopedia on Early Childhood Development* (pp. 40-44). Retrieved from <http://www.child-encyclopedia.com/anxiety-and-depression/according-experts/early-intervention-and-prevention-anxiety-and-depression>
- Beato, A., Pereira, A. I., & Barros, L. (2017). Parenting strategies to deal with children's anxiety: Do parents do what they say they do? *Child Psychiatry and Human Development*, 48, 423-433. doi:10.1007/s10578-016-0670-3
- Beesdo, K., Knappe, S., & Pine, D. S. (2009). Anxiety and anxiety disorders in children and adolescents: Developmental issues and implications for DSM-V. *Psychiatric Clinics of North America*, 32, 483-524. doi:10.1016/j.psc.2009.06.002
- Bettis, A. H., Forehand, R., Sterba, S. K., Preacher, K. J., & Compas, B. E. (2016). Anxiety and Depression in Children of Depressed Parents: Dynamics of Change in a Preventive Intervention. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 00, 1-14. doi:10.1080/15374416.2016.125503
- Canals, J., Voltas, N., Hernández-Martínez, C., Cosi, S., & Arija, V. (2019). Prevalence of DSM-5 anxiety disorders, comorbidity, and persistence of symptoms in Spanish early adolescents. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 28, 131-143. doi:10.1007/s00787-018-1207-z
- Clark, D. A., & Taylor, S. (2009). The Transdiagnostic Perspective on Cognitive-Behavioral Therapy for Anxiety and Depression: New Wine for Old Wineskins? *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 23, 60-66. doi:10.1891/0889-8391.23.1.60
- Cohen, J. (1998). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Craske, M. G. (2012). Transdiagnostic treatment for anxiety and depression. *Depression and Anxiety*, 29, 749-753. doi:10.1002/da.21992
- Daviss, B., Birmaher, B., Melhem, N. A., Axelson, D. A., Michaels, S. M., & Brent, D. A. (2006). Criterion validity of the mood and feelings questionnaire for depressive episodes in clinic and non-clinic subjects. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47, 927-934. doi:10.1111/j.1469-7610.2006.01646.x
- Dozois, D. J. A., Seeds, P. M., & Collins, K. A. (2009). Transdiagnostic approaches to the prevention of depression and anxiety. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 23, 44-59. doi:10.1891/0889-8391.23.1.44
- El Rafihi-Ferreira, R., Silveira, E. F., Asbahr, F. R., & Ollendick, T. H. (2018). Brief treatment for nighttime fears and co-sleeping problems: A randomized clinical trial. *Journal of Anxiety Disorders*, 58, 51-60. doi:10.1016/j.janxdis.2018.06.008
- Essau, C. A., & Ollendick, T. H. (2013). *The Super Skills for Life Programme*. London, England: University of Roehampton.
- Essau, C. A., Conradt, J., Sasagawa, S., & Ollendick, T. H. (2012). Prevention of anxiety symptoms in children: A universal school-based trial. *Behavior Therapy*, 43, 450-464. doi:10.1016/j.beth.2011.08.003
- Essau, C. A., Olaya, B., Sasagawa, S., Pithia, J., Bray, D., & Ollendick, T. H. (2014). Integrating video-feedback and cognitive preparation, social skills training and behavioural activation in a cognitive behavioural therapy in the treatment of childhood anxiety. *Journal of Affective Disorders*, 167, 261-267. doi:10.1016/j.jad.2014.05.056
- Garber, J., & Weersing, V. R. (2010). Comorbidity of anxiety and depression in youth: Implications for treatment and prevention. *Clinical Psychology (New York)*, 17, 293-306. doi:10.1111/j.1468-2850.2010.01221.x
- García-Escalera, J., Chorot, P., Valiente, R. M., Reales, J. M., & Sandín, B. (2016). Efficacy of transdiagnostic cognitive-behavioral therapy for anxiety and depression in adults, children and adolescents: A meta-analysis. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 21, 147-175. doi:10.5944/rppc.vol.21.num.3.2016.17811
- Goodman, R. (2001). Psychometric Properties of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 40, 1337-1345. doi:10.1097/00004583-200111000-00015
- Hollon, S. D., Stewart, M. O., & Strunk, D. (2006). Enduring effects for cognitive behavior therapy in the treatment of depression and anxiety. *Annual Review of Psychology*, 57, 285-315. doi:10.1146/annurev.psych.57.102904.190044
- Izquierdo-Sotorriño, E., Holgado-Tello, F. P., & Carrasco, M. A. (2016). Incremental validity and informant effect from a multi-method perspective: Assessing relations between parental acceptance and children's behavioral problems. *Frontiers in Psychology*, 7, 664. doi:10.3389/fpsyg.2016.00664
- Liang, K. Y., & Zeger, S. L. (1986). Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, 73, 13-22. doi:10.1093/biomet/73.1.13
- Lyneham, H. J., Sbrulati, E. S., Abbott, M. J., Rapee, R. M., Hudson, J. L., Tolin, D. F., & Carlson, S. E. (2013). Psychometric properties of the Child Anxiety Life Interference Scale (CALIS). *Journal of Anxiety Disorders*, 27, 711-719. doi:10.1016/j.janxdis.2013.09.008
- Martinson, K. D., Kendall, P. C., Stark, K., & Neumer, S. P. (2016). Prevention of Anxiety and Depression in children: Acceptability and feasibility of the transdiagnostic EMOTION program. *Cognitive and Behavioral Practice*, 23, 1-13. doi:10.1016/j.cbpra.2014.06.005
- McCarney, R., Warner, J., Illiffe, S., Van Haselen, R., Griffin, M., & Fisher, P. (2007). The Hawthorne Effect: A randomised, controlled trial. *BMC Medical Research Methodology*, 7(1), 30. doi:10.1186/1471-2288-7-30
- Melton, T. H., Croarkin, P. E., Strawn, J. R., & McClintock, S. M. (2016). Comorbid Anxiety and Depressive Symptoms in Children and Adolescents: A Systematic Review and Analysis. *Journal of Psychiatric Practice*, 22, 84-98. doi:10.1097/PRA.0000000000000132
- Merikangas, K. R., He, J. P., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Cui, L., ... Swendsen, J. (2010). Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication-Adolescent Supplement (NCS-A). *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 49, 980-989. doi:10.1016/j.jaac.2010.05.017
- Muris, P. (2017). Specific Phobias. In J. L. Matson (Ed.), *Handbook of Childhood Psychopathology and Developmental Disabilities Treatment, Autism and Child Psychopathology Series* (pp. 207-219). Cham, Switzerland: Springer International Publishing AG. doi:10.1007/978-3-319-71210-9_12
- Nauta, M. H., Scholing, A., Rapee, R. M., Abbott, M., Spence, S. H., & Waters, A. (2004). A parent report measure of children's anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 813-839. doi:10.1016/S0005-7967(03)00200-6
- Orgilés, M., Rodríguez-Menchón, M., Fernández-Martínez, I., Morales, A., & Espada, J. P. (2019). Validation of the parent report version of the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS-P) for Spanish children. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*. Retrieved from <https://doi.org/10.1177/1359104519835579>
- Polanczyk, G., Salum, G., Sugaya, L., Caye, A., & Rohde, L. (2015). Annual Research Review: A meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 56, 345-365. doi:10.1111/jcpp.12381
- Rapee, R. M. (2018). Anxiety disorders in children and adolescents: Nature, development, treatment and prevention. In J. M. Rey (Ed.), *IACAPAP e-Textbook of Child and Adolescent Mental Health* (Section F.1). Geneva: International Association for Child and Adolescent Psychiatry and Allied Professions. Retrieved from <http://iacapap.org/wp-content/uploads/F.1-Anxiety-Disorders-2018-UPDATE.pdf>
- Rodríguez-Hernández, P. J., Betancort, M., Ramírez-Santana, G. M., García, R., Sanz-Álvarez, E. M., & De las Cuevas-Castresana, C. (2012). Psychometric properties of the parent and teacher versions of the Strength and Difficulties Questionnaire (SDQ) in a Spanish sample. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 12, 265-279.
- Romero, K., Canals, J., Hernández-Martínez, C., Jané, M. C., Viñas, F., & Domènech-Llaberia, E. (2010). Comorbidity between SCARED anxiety factors and depressive symptomatology in 8- to 12-year-old children. *Psicothema*, 22, 613-618.
- Sterba, S. K., Prinstein, M. J., & Cox, M. J. (2007). Trajectories of internalizing problems across childhood: Heterogeneity, external validity, and gender differences. *Development and Psychopathology*, 19, 345-366.

