



UNIVERSIDAD
DE MÁLAGA

FACULTAD DE PSICOLOGÍA
Y LOGOPEDIA

Validación española de la versión breve de la escala de intolerancia a la incertidumbre (IUS-12-VE) en pacientes con dolor crónico musculoesquelético

Trabajo Fin de Máster de Cristina Núñez Parra,
tutorizado por Alicia Eva López Martínez

Resumen

La intolerancia a la incertidumbre, definida como la tendencia a valorar como inaceptable la posibilidad de ocurrencia de un evento negativo, al margen de su probabilidad de ocurrencia, ha demostrado ser una variable transdiagnóstica relevante en la capacidad de adaptación al dolor crónico. El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la adaptación española de la Escala Breve de Intolerancia a la Incertidumbre (IUS-12) con una muestra clínica de 132 personas con dolor crónico musculoesquelético (86,4% eran mujeres y el 13,6% hombres con una edad media de $58,5 \pm 10$). Los resultados mostraron que el modelo bifactorial obtuvo el mejor ajuste, con un fuerte factor general de intolerancia a la incertidumbre. La versión española de la IUS-12 ha mostrado ser una medida fiable y estable. Mostró validez convergente con la tolerancia al malestar emocional, el catastrofismo por dolor, la ansiedad, la depresión y los síntomas de estrés postraumático, y validez discriminante con la aceptación de dolor. Los resultados apuntan hacia las prometedoras cualidades psicométricas de la medida.

Palabras clave: intolerancia a la incertidumbre, dolor crónico, IUS-12-VE, fiabilidad, validez.

Abstract

Intolerance of uncertainty, defined as the tendency to consider as unacceptable the possibility of a negative event occurring, irrespective of the probability of its occurrence, is proposed to be a transdiagnostic construct who play a prominent role in pain adaptation. The aim of this study was to analyze the factorial structure and psychometric properties of the Spanish adaptation of the Intolerance of Uncertainty Scale (IUS-12) in a clinical sample of 132 people with chronic musculoskeletal pain (86,4% women and 13,6% men, mean age of $58,5 \pm 10$). Results indicated that the bifactor model exhibited superior fit to the sample data, with a strong general IU factor. The Spanish version of the IUS-12 (IUS-12-SP) has shown adequate internal consistency and test-retest reliability. In addition, convergent validity was shown with distress tolerance, pain catastrophizing, anxiety, depression and posttraumatic stress symptoms. It also showed discriminant validity with pain acceptance. The findings pointed to the promising psychometric properties of the measure.

Keywords: intolerance of uncertainty, chronic pain, IUS-12-SP, reliability, validity.

Introducción

El dolor crónico musculoesquelético se define como el dolor continuo que se siente en huesos, articulaciones y tejidos del cuerpo durante más de 3 meses y que incluye un amplio espectro de patologías; algunas de etiología conocida, como la osteoartritis, y otras de patología desconocida, como la fibromialgia (Booth, et al., 2017). El dolor crónico musculoesquelético se erige como la causa más frecuente de dolor crónico y discapacidad física, con una prevalencia del 22% en población europea y del 12% en población española, constituyendo el 15-45% de las consultas de Atención Primaria (Sifuentes-Giraldo y Morell-Hita, 2017). Asimismo, en los servicios de urgencias, el dolor se establece como uno de los motivos de consulta más frecuentes (en torno al 50%), siendo el dolor musculoesquelético uno de los más prevalentes (Fernández-Hernández, Bouzas-Pérez y Martín-Moretón, 2017). Por lo tanto, las cifras mencionadas ponen de manifiesto que una parte importante de los recursos sanitarios son destinados al tratamiento del dolor crónico musculoesquelético, especialmente en lo relativo al grado de discapacidad asociado al mismo, constituyendo un problema serio de salud.

Desde el ámbito psicológico, la investigación en dolor crónico ha tratado de establecer qué variables psicológicas se sitúan en la base explicativa del dolor y del resto de patologías psicológicas asociadas. Sin embargo, el interés por los mecanismos de carácter transdiagnóstico que podrían contribuir a explicar la experiencia psicológica del dolor crónico es reciente (p.e., Linton, 2013). No obstante, este enfoque permite el desarrollo de tratamientos basados en un modelo integrador en contraste con tratamientos desarrollados para trastornos específicos. Así, dentro de las variables psicológicas transdiagnósticas implicadas en los procesos de dolor, la intolerancia a la incertidumbre (en adelante, IU) podría constituirse en un factor de suma importancia en los procesos de afrontamiento de la experiencia dolorosa.

En relación a la adaptación psicológica, de acuerdo con el modelo de estrés y afrontamiento de Lazarus y Folkman (1984), si la persona considera la incertidumbre como amenaza tendrá la necesidad de llevar a cabo conductas dirigidas a regular la emoción (disminuir el malestar y aumentar la sensación de control). Por el contrario, si la persona interpreta la incertidumbre como una oportunidad, llevará a cabo conductas dirigidas a la resolución de problemas. A pesar de ello, todas las personas están expuestas a incertidumbre, lo que las pondrá en riesgo de experimentar ansiedad; sin embargo, no todas las personas experimentan ansiedad clínicamente significativa (Clark y Beck, 2010). La distinción está relacionada con las diferencias individuales en la capacidad para tolerar la posibilidad de una ocurrencia futura y coexistir con la angustia emocional que acompaña a la incertidumbre, haciendo más vulnerable a la persona de experimentar peores resultados psicológicos (Freeston, Rhéaume, Letarte, Dugas y Ladouceur, 1994).

La IU fue definida por primera vez (Freeston, et al., 1994) como un constructo amplio que engloba reacciones cognitivas, emocionales y conductuales ante la incertidumbre en situaciones de la vida cotidiana. La IU se definió también como un sesgo cognitivo que conlleva una percepción e interpretación negativa de las situaciones ambiguas, junto con una respuesta inadaptada ante tales situaciones (Dugas, Buhr y Ladouceur, 2004). Más tarde, fue declarada como la propensión a valorar como inaceptable la posibilidad de ocurrencia de un evento negativo, con independencia de su probabilidad de ocurrencia (Carleton, Sharpe y Asmundson, 2007b). Recientemente, se ha propuesto que la IU “es la incapacidad disposicional de un individuo para soportar la respuesta aversiva provocada por la ausencia percibida de información saliente, clave o suficiente, y sostenida por la percepción asociada de incertidumbre” (Carleton, 2016, p. 31). Este constructo incluye dos dimensiones (Carleton, Norton y Asmundson, 2007a): la prospectiva o focalizada cognitivamente (representa evaluaciones cognitivas de amenaza relacionadas con la incertidumbre futura; p.e., “Quiero saber siempre que me depara el futuro”) y la inhibitoria o focalizada conductualmente (síntomas de comportamientos que indican aprehensión debido a incertidumbre; p.e., “Cuando llega el momento de actuar, la incertidumbre me paraliza”).

A través de los diferentes estudios, la IU se ha descrito como un factor de riesgo para las emociones negativas; concretamente: ansiedad y depresión (Carleton, et al., 2012; Mahoney y McEvoy, 2012), preocupación y trastorno de ansiedad generalizada (Dugas y Robichaud, 2007; Dugas y Ladouceur, 2000), trastorno obsesivo-compulsivo (Tolin, Abramowitz, Brigidi y Foa, 2003), trastorno de pánico (Carleton et al., 2014), ansiedad social (Carleton, Collimore, Asmundson, 2010) y trastorno de estrés postraumático (Oglesby, Boffa, Short, Raines, Schmidt, 2016). Cabe indicar, además, que las dimensiones prospectiva e inhibitoria parecen asociarse a problemas de diversa índole. Así, McEvoy y Mahoney (2011) hallaron, con una muestra clínica, asociaciones entre la IU prospectiva y los síntomas del trastorno de ansiedad generalizada y del trastorno obsesivo compulsivo, mientras que la IU inhibitoria se asoció con síntomas de ansiedad social, depresión, trastorno de pánico y agorafobia. Asimismo,

este constructo ha sido relacionado con otras variables psicológicas como la sensibilidad a la ansiedad y el catastrofismo, debido, en parte, a su relación con la incontrolabilidad de las sensaciones corporales coexistentes (Carleton et al., 2007b).

Habida cuenta de la importancia de la IU como característica transdiagnóstica en los trastornos de ansiedad y depresión (McEvoy y Mahoney, 2012) y la existencia de tratamientos dirigidos a reducir directamente el impacto de la intolerancia de la incertidumbre (Dugas y Ladouceur, 2000; Dugas y Robichaud 2007; Roemer y Orsillo, 2005; van der Heiden, Muris y van der Molen, 2012), se entiende que una mejor comprensión del papel que esta predisposición al miedo de lo desconocido tiene en la experiencia dolorosa, ayudará a dilucidar qué tratamientos resultan más eficientes para pacientes con dolor crónico musculoesquelético (Fischerauer, Talaei-Khoei, Vissers, Chen y Vranceanu, 2018).

Particularmente, en pacientes que buscan cuidados médicos, la incertidumbre sobre la duración de los síntomas, la causa, el pronóstico y el tratamiento es especialmente frecuente. Sin embargo, la literatura que relaciona la IU con dolor crónico es prácticamente inexistente. En un estudio muy reciente (Fischerauer et al., 2018), efectuado en 105 pacientes que solicitaron atención en una práctica médica ortopédica, los resultados mostraron que el papel mediador de la ansiedad por dolor dependía del nivel de la IU. En otras palabras, a medida que aumentaba de niveles bajos a medios - altos, el efecto del dolor en el grado de funcionalidad pasó de ser independiente a verse cada vez más afectado por la ansiedad por dolor. Asimismo, existe evidencia acerca de que en población con dolor crónico la incertidumbre se ha relacionado con mayor sensibilidad al dolor, menor tolerancia a los estímulos dolorosos, mayor sufrimiento psicológico y menor calidad de vida (Wright, Afari y Zautra, 2009).

Dada la importancia del concepto de IU como factor transdiagnóstico, Freeston et al. (1994) desarrollaron, en su versión francesa, la primera Escala de Intolerancia a la Incertidumbre, compuesta por 27 ítems (IUS-27). Los resultados mostraron una elevada consistencia interna y fiabilidad test-retest tras cinco semanas ($\alpha = 0,91$; $r = 0,74$). Con posterioridad, Buhr y Dugas (2002) validaron la escala original al inglés y evaluaron sus propiedades psicométricas, utilizando procedimientos estadísticos similares a la versión francesa, cuyos resultados sugirieron una estructura de cuatro factores. La adaptación española de la IUS-27 fue desarrollada por González, Cubas, Rovella y Darias (2006) con una muestra de 997 sujetos de la población general. Los resultados del análisis factorial arrojaron una solución bifactorial compuesta por las dimensiones incertidumbre generadora de inhibición (IGI) e incertidumbre como desconcierto e imprevisión (IDI), los cuales se corresponden, en cuanto a contenido, con la intolerancia a la incertidumbre inhibitoria y prospectiva, respectivamente. Los resultados de esta adaptación española reflejan una consistencia interna satisfactoria para la escala global ($\alpha = 0,91$), con un índice de fiabilidad test-retest de 0,68. En relación a cada uno de los factores, la incertidumbre generadora de inhibición (IGI; $\alpha = 0,93$, $r = 0,65$) explicó el 42,87% de la varianza total y la incertidumbre como desconcierto e imprevisión (IDI; $\alpha = 0,89$; $r = 0,72$) dio respuesta al 6,51% de dicha varianza. Asimismo, la IUS-27 cuenta con una versión holandesa y dos versiones chinas (De Bruin, Rassin, Van der Heiden y Muris, 2006; Yang, 2013; Yang, Chen, Zhang, Wang y Ding, 2016, respectivamente).

Paralelamente, Norton (2005) realizó una evaluación de la estructura factorial de la IUS, evaluando la fiabilidad y la validez entre varios grupos raciales en una muestra de 450 universitarios. La consistencia interna fue excelente dentro de cada grupo racial, con valores de alfa superiores a 0,93. Sobre la base de estos hallazgos, Norton (2005) sugirió que la eliminación de elementos podría mejorar la estructura de factores de la IUS-27, sin impactar de manera sustancial la fiabilidad de la escala. De este modo, en un estudio posterior con población universitaria norteamericana (Carleton et al., 2007a), se obtuvo, a partir de la escala original, una nueva versión de la escala de intolerancia a la incertidumbre de tan solo doce ítems (IUS-12). Los resultados arrojaron una excelente consistencia interna y una alta correlación ($r = 0,96$) con la escala previa (Carleton et al., 2007a), por lo que la IUS-12 resultó ser psicométricamente comparable a la IUS-27 (Khawaja y Yu, 2010). Asimismo, ofreció una estructura estable y más sencilla de dos factores (con consistencias internas idénticamente altas, $\alpha = 0,85$), los cuales fueron conceptualizados como IU prospectiva e IU inhibitoria, tal y como fue establecido por McEvoy y Mahoney (2011). Posteriormente, Hong y Lee (2015) encontraron una mayor validez convergente para una versión alternativa de 18 ítems (y de dos factores) utilizando una muestra de Singapur. Esta versión de 18 ítems ha mostrado tener una consistencia interna excelente para la escala global ($\alpha = 0,94$) y para los factores prospectivo ($\alpha = 0,91$) e inhibitorio ($\alpha = 0,91$). Sin embargo, la IUS-12 de dos factores es la que más apoyo ha recibido en estudios efectuados tanto con muestras de estudiantes (Helsen, Van den Bussche, Vlaeyen, y Goubert, 2013) como con muestras clínicas (Carleton et al., 2012; Jacoby, Fabricant, Leonard, Riemann y Abramovitz, 2013; Khawaja y Yu, 2010; McEvoy y Mahoney, 2011). Asimismo, también ha sido demostrada su validez intercultural con una muestra interracial de estudiantes universitarios (Fergu y Wu, 2012).

La IUS-12 ha sido adaptada a diversos países e idiomas. Así, cuenta con una versión holandesa (Helsen et al., 2013) que ha mostrado tener una consistencia interna satisfactoria ($\alpha = 0,83$) y que confirmó, nuevamente, la estructura bifactorial (ansiedad prospectiva, $\alpha = 0,72$; ansiedad inhibitoria, $\alpha = 0,78$), mostrando una alta correlación con la IUS-27 ($r = 0,92$). Asimismo, existe una versión italiana (Bottesi et al., 2015) y una versión revisada de la misma (IUS-R, Bottesi, Noventa, Freeston, y Ghisi, 2019), que se elaboró con el fin de crear una versión de la IUS-12 que fuese adecuada para personas de diferentes edades. La IUS-R italiana mostró una consistencia interna aceptable (puntuación total: $\alpha = 0,80$; IU prospectiva: $\alpha = 0,68$; IU inhibitoria: $\alpha = 0,79$) y una validez de constructo moderada.

Hasta donde tenemos conocimiento, tan sólo existe una adaptación española de la IUS-12 que se ha llevado a cabo con muestra universitaria, trabajo que está siendo elaborado en este momento para su publicación (González-Arévalo et al., comunicación personal). Los resultados obtenidos en dicho estudio confirmaron, nuevamente, una solución bifactorial. La consistencia interna para la escala global resultó satisfactoria ($\alpha = 0,87$), así como para ambos factores (intolerancia a la incertidumbre prospectiva, $\alpha = 0,87$; e intolerancia a la incertidumbre inhibitoria $\alpha = 0,79$). En lo relativo a la estabilidad de la medida, los resultados obtenidos mostraron una correlación moderada entre ambos pases ($r = 0,73$). Asimismo, el instrumento mostró correlacionar de modo significativo con medidas generales de ansiedad y depresión, evitación experiencial y sensibilidad a la ansiedad.

No obstante, diversos estudios han cuestionado recientemente la estructura factorial de la IUS-12. Concretamente, Hale et al. (2016) sugirieron que Carleton y sus colegas (Carleton et al., 2007a; Carleton et al., 2012) no proporcionaron una justificación empírica para obtener una puntuación total de la IUS-12, siguiendo las sugerencias para instrumentos multidimensionales de Reise, Moore y Haviland (2010). Por consiguiente, Hale y colaboradores pusieron a prueba varios modelos con una muestra universitaria: un modelo unidimensional (los ítems cargaron en un único factor global), un modelo bifactorial (cada elemento se cargó directamente en un factor específico, prospectivo o inhibitorio, y en un factor global relacionado con todos los elementos) y un modelo correlacionado de dos factores (los factores prospectivo e inhibitorio se correlacionaron entre sí). Los resultados indicaron que el modelo bifactorial se ajustaba mejor a los datos que el resto de los modelos propuestos. El factor global de IU mostró una alta confiabilidad y representó casi el 50% de la varianza total y el 80% de la varianza compartida, mientras que los factores IU inhibitorios y prospectivos representaron el 6,60% y el 5,00% de la varianza total, y el 11,20% y 8,50% de la varianza compartida, respectivamente. Además, pocos ítems tuvieron una gran carga en cada uno de los factores específicos (oscilando entre 0,17 y 0,56 para la IU inhibitoria, y entre 0,17 y 0,66 para la IU prospectiva). En consecuencia, Hale et al. (2016) sugirieron la utilización de la puntuación total de la IUS-12 frente al uso de las puntuaciones totales de las subescalas.

De forma paralela, Lauriola, Mosca y Carleton (2016) estudiaron la estructura factorial jerárquica de la IUS-12 en su versión italiana, una traducción realizada por ellos y que difiere, en cuanto a la redacción de los ítems, de la de Bottesi et al. (2005). Lauriola y colaboradores pusieron a prueba cuatro modelos con una muestra de estudiantes: el modelo de un factor, el modelo bifactorial correlacionado, el modelo factorial de segundo orden (el factor global de IU afectaba las respuestas de los ítems a través de los factores de primer orden, prospectivo e inhibitorio) y el modelo bifactorial (el factor global afectaba las respuestas de los ítems de forma directa e independiente de los factores de grupo prospectivo e inhibitorio). Los resultados apoyaron nuevamente el modelo bifactorial con IU prospectiva e IU inhibitoria como factores grupales y con un factor global de IU no relacionado con estos. El factor global de IU fue altamente fiable y representó aproximadamente el 75% de la varianza. Dado que los resultados hallados por Lauriola et al. (2016) fueron congruentes con los de Hale et al. (2016), los autores señalaron la necesidad de tener cierta precaución en el uso e interpretación de las subescalas.

Más tarde, Roma y Hope (2017) compararon las estructuras de dos factores de la IUS-12 (Carleton et al., 2007a) y de la IUS-27 (Freeston et al., 1994) empleando una muestra proveniente de la población general. Encontraron un mayor apoyo psicométrico para el modelo breve en comparación con la IUS original de 27 ítems. Asimismo, concluyeron que el modelo de dos factores de la IUS-12 se ajustaba a los datos significativamente mejor que la estructura unidimensional de 12 elementos; además, resultó ser invariante a nivel factorial con respecto al género.

Shihata, McEvoy y Mullan (2018) replicaron y ampliaron las investigaciones previas (Hale et al., 2016; Lauriola et al., 2016) en muestras australianas, tanto universitarias como clínicas. Los resultados obtenidos apoyaron, nuevamente, un modelo bifactorial con un fuerte factor global de IU. El factor global de IU explicó la mayoría de la varianza única de la IUS-12 y sugirió que una puntuación total es adecuada para evaluar la IU, tal y como apuntaron los estudios precedentes. En la muestra de estudiantes, el factor global de IU explicó el 80% de la varianza común, mientras que el 20% de la varianza

común se compartió entre los factores prospectivos e inhibitorios. Sin embargo, en la muestra clínica, el factor prospectivo tuvo que ser eliminado. En esta muestra, el factor global explicó el 86% de la varianza común, mientras que el 14% de la varianza común se compartió con el factor inhibitorio. En base a los resultados, y desde una visión teórica, Shihata et al. (2018) sugirieron que la IU prospectiva puede no necesitar ser interpretada de forma independiente del factor global de IU, debiendo ser considerada como un aspecto integrante del mismo. Por su lado, el factor inhibitorio predijo de forma única y débil los síntomas de fobia social en estudiantes universitarios, y de ansiedad, ansiedad social y depresión en la muestra clínica. De cualquier modo, los autores señalaron que los resultados obtenidos con el factor IU inhibitorio debían ser replicados. Finalmente, en un muy reciente trabajo, Bottesi et al. (2019), utilizando la versión italiana revisada (IUS-12-R) de su versión italiana (Bottesi et al., 2015), encontraron que el factor global de IU representó el 87% de la varianza, un valor similar, aunque ligeramente más elevado, a los obtenidos en los estudios previos.

En suma, los estudios mencionados respaldan la presencia de un factor global como variable latente que está en línea con la naturaleza transdiagnóstica de la IU, ya que las construcciones unidimensionales son más propensas a ser invariantes que las multidimensionales, particularmente cuando se comparan datos de individuos con diferentes cuadros clínicos (Hale et al., 2016).

Considerando, por tanto, la IU como una variable transdiagnóstica que podría ser relevante en la capacidad de adaptación al dolor crónico, y puesto que no existe un instrumento que evalúe este variable en pacientes aquejados de esta patología, el objetivo del presente estudio ha sido efectuar la adaptación española de la IUS-12 para su uso en personas con dolor crónico. Con este propósito, se ha analizado la estructura factorial del instrumento, mediante un análisis confirmatorio, así como su fiabilidad (consistencia interna y estabilidad) y validez (concurrente y discriminante) en una muestra clínica de personas diagnosticadas de una patología dolorosa de origen musculoesquelético. Además, se ha analizado la relación de las puntuaciones del instrumento con síntomas de ansiedad, depresión y trastorno de estrés postraumático, atendiendo al carácter transdiagnóstico que se le presupone a la IU.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 132 personas. El 86,4% eran mujeres y el 13,6% hombres, con edades comprendidas entre 27 y 84 años ($M = 58,5$; $DT = 10$). La gran mayoría, concretamente el 59,8%, tenía como diagnóstico principal el de fibromialgia, y el resto, diversos síndromes de dolor crónico musculoesquelético. La media de tiempo con dolor, en años, fue de 18,4 ($DT = 13,5$). El 71,2% de los participantes eran casados y el 58,3 % poseía estudios primarios. En relación a la situación laboral, el 29,5% se dedicaba a las tareas propias del hogar y un 33,3% eran jubilados. Del total de la muestra, se empleó una sub-muestra de 64 personas (59 mujeres) para los análisis de la estabilidad de la medida.

Instrumentos

- a) Cuestionario sociodemográfico *ad hoc*. Se incluyeron ítems relacionados con aspectos sociodemográficos (sexo, edad, estado civil, nivel de estudios y estatus laboral) y relativos al dolor (diagnóstico, edad de aparición, periodos sin dolor, intervenciones quirúrgicas, presencia de tratamiento y/o diagnóstico psicológico, características de la medicación y medidas terapéuticas presentes en cada caso).
- b) Versión reducida (IUS-12; Carleton et al., 2007a) de la *Intolerance of Uncertainty Scale*. Se trata de un cuestionario de 12 ítems que evalúa la intolerancia a la incertidumbre como la tendencia a reaccionar negativamente a nivel emocional, cognitivo y conductual a situaciones y eventos inciertos. Los ítems son puntuados en una escala de respuesta tipo Likert con cinco alternativas que van desde 1 (“muy en desacuerdo”) hasta 5 (“muy de acuerdo”). Esta versión reducida evalúa dos factores: la intolerancia a la incertidumbre prospectiva (IUP), medida a través de los 7 primeros ítems, y la intolerancia a la incertidumbre inhibitoria (IUI), evaluada mediante los 5 ítems restantes. La primera de ellas mide las evaluaciones cognitivas de amenaza relacionadas con la incertidumbre futura, mientras que la segunda evalúa la experiencia de parálisis del comportamiento ante la incertidumbre. En este estudio se ha empleado la traducción efectuada por González-Arévalo y colaboradores (trabajo en preparación. Comunicación personal).
- c) Versión española reducida (CPAQ-8; Sánchez-Rodríguez, et al., 2018) del *Chronic Pain Acceptance Questionnaire* (CPAQ; McCracken, Vowles y Eccleston, 2004). Se trata de una escala de 8 ítems que evalúa la aceptación del dolor en una escala Likert de 7 puntos que

- oscila desde “nunca es cierto” a “siempre es cierto” (0-6). La escala arroja tres puntuaciones: una total, y otras dos para las subescalas implicación en las actividades (IA) y apertura al dolor (AD). La primera hace referencia al nivel de paralización que el dolor produce en la vida de quien lo padece, mientras que la subescala AD se relaciona con la capacidad de abstenerse de llevar a cabo conducta dirigidas a controlar el dolor. La puntuación máxima del cuestionario es 48, siendo las puntuaciones más altas indicativas de una mayor aceptación del dolor. En el presente estudio, tan sólo se han tenido en cuenta las puntuaciones globales para el análisis, siendo su fiabilidad (consistencia interna) para la muestra empleada de 0,90.
- d) Escala de catastrofismo de dolor (*Pain Catastrophizing Scale*, PCS; Sullivan, Bishop y Pivik 1995), en su versión española (García-Campayo et al., 2008). Es un inventario de 13 ítems que valora mediante una escala Likert de cinco puntos (desde 0, nada en absoluto, hasta 4, todo el tiempo) la intensidad con que se experimentan los pensamientos durante los episodios de dolor. Comprende tres dimensiones: a) rumiación (preocupación constante e incapacidad para inhibir pensamientos asociados al dolor); b) magnificación (exageración del malestar asociado a las situaciones de dolor y de las expectativas sobre posibles consecuencias negativas), y c) desesperación (grado incapacidad ante situaciones dolorosas). Las puntuaciones más altas son indicativas de niveles más elevados de catastrofismo debido al dolor. En nuestro estudio se ha utilizado tan solo dos ítems de la dimensión de desesperación, siendo su fiabilidad (consistencia interna) para la muestra empleada de 0,85.
 - e) Versión española (Sandín, Simons, Valiente, Simons y Chorot, 2017) de la *Distress Tolerance Scale* (Simons y Gaher, 2005). Se trata de una escala que consta de 15 ítems que evalúa el grado en el que una persona experimenta y soporta estados psicológicos de malestar emocional. Basa sus respuestas en una escala tipo Likert que va desde 1 (“muy de acuerdo”) hasta 5 (“muy en desacuerdo”), arrojando una puntuación global de tolerancia, donde las puntuaciones más elevadas son indicativas de una menor tolerancia. Asimismo, también pueden calcularse puntuaciones para los cuatro factores que comprende el instrumento: tolerancia, evaluación, absorción y regulación. En el estudio, tan sólo se han tenido en cuenta las puntuaciones globales para el análisis, siendo su fiabilidad (consistencia interna) para la muestra empleada de 0,90.
 - f) Versión española (Quintana Padierna, Esteban, Arostegui, Bilbao, y Ruiz, 2003) del *Hospital Anxiety and Depression Scale* (HADS; Zigmond y Snaith, 1983). Consta de 14 ítems que integra dos subescalas de 7 ítems cada una: los ítems impares corresponden a la escala de ansiedad (HADS-A) y los pares a la subescala de depresión (HADS-D). Las puntuaciones indican la intensidad o frecuencia del síntoma mediante una escala tipo Likert que oscila de 0 a 3, donde 0 es “nunca” y 3 “siempre”. La fiabilidad (consistencia interna) de este instrumento para los datos de la muestra del estudio fue de 0,80 para la escala de ansiedad y de 0,83 para la de depresión.
 - g) Listado de Síntomas de Estrés Postraumático, versión DSM-5 (PCL-5; Weathers et al., 2013). Presenta un total de 20 síntomas que se corresponden con las dimensiones sintomáticas del TEPT: reexperimentación, embotamiento emocional, evitación e hiperactivación. Utiliza una escala tipo Likert que oscila entre 1 (“casi nunca”) y 4 (“a menudo”). Dado que no existe una versión en español de este cuestionario, se ha empleado la traducción efectuada por María Algarra y colaboradores (trabajo en preparación. Comunicación personal). La fiabilidad por consistencia interna de este instrumento para los datos de la muestra del estudio fue de 0,89.

Procedimiento

El presente estudio fue aprobado por el Comité Ético de Experimentación de la Universidad de Málaga (CEUMA. Número de Registro: 71-2017-H) y el Comité de Ética de Investigación Área Costa del Sol. Asimismo, se han tenido en cuenta los principios para la investigación con sujetos humanos recogidos en la Declaración de Helsinki (*World Medical Association*, 2013).

Para llevar a cabo la investigación, se contactó con el Centro de Salud de la Carihuela, el Hospital Civil de Málaga y diversas asociaciones de fibromialgia de la provincia de Málaga, quienes previa información y autorización, remitieron a los pacientes para su posible participación en el estudio. La recolección de datos tuvo lugar entre marzo de 2018 y mayo de 2019. Todos los participantes fueron informados sobre los objetivos del estudio y dieron su consentimiento informado a colaborar de forma anónima y voluntaria, sin recibir ninguna compensación. Las entrevistas siguieron un modelo semiestructurado, en formato individual, de una hora de duración. Tuvieron lugar en las dependencias de las diferentes asociaciones o espacios públicos cedidos por las mismas, y en las instalaciones de los

centros sanitarios citados. Los participantes respondieron a un protocolo de evaluación más amplio, aunque en este estudio solo se ha informado de los instrumentos relevantes al propósito del mismo, ya descritos en el apartado correspondiente.

Asimismo, se les solicitó autorización para efectuar una segunda evaluación por teléfono, a efectuar 30 días después de la primera y de cinco minutos de duración, con el propósito de calcular la estabilidad temporal de la IUS-12. Para mantener la confidencialidad de los datos, se generó un código de identificación para cada sujeto con el fin aparejar los datos de la primera y segunda evaluación (que consistió en la asociación de los tres primeros dígitos de su teléfono y los tres últimos dígitos de su D.N.I. con su correspondiente letra), obteniendo así un código alfanumérico de 6 dígitos y una letra para cada participante.

Análisis de Datos

Para el análisis estadístico de los datos se utilizaron los programas SPSS (Windows versión 25.0, SPSS Inc., Chicago, IL) y AMOS (versión 25.0; Small Waters Corp., Chicago IL).

Como paso previo, se llevó a cabo un análisis exploratorio de los datos, en busca de respuestas incompletas o datos perdidos. No se detectaron valores extremos multivariados para ninguna de las variables del estudio y los valores perdidos fueron sustituidos empleando el método de imputación múltiple. Se confirmaron los supuestos de normalidad y homocedasticidad.

Para el análisis de la estructura factorial del IUS-12 se empleó un análisis factorial confirmatorio, mediante un análisis de ecuaciones estructurales para cada modelo, empleando la estimación de máxima verosimilitud y el método de estimación robusta. Para determinar el ajuste de cada modelo se utilizaron las siguientes medidas: el test de bondad de ajuste X^2 , la raíz cuadrada del error medio cuadrático (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de ajuste no normalizado (NNFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de Browne-Cudeck (BCC). El Chi-cuadrado de Satorra-Bentler (X^2) es un índice de ajuste que corrige el estadístico bajo violaciones de la distribución (Bentler, 1990). Para disminuir la sensibilidad de Chi-cuadrado ante el tamaño muestral, se ha propuesto utilizar la ratio entre éste y los grados de libertad; un valor igual o menor que 3 es indicativo de un ajuste aceptable del modelo (Kline, 2005). El RMSEA estima la discrepancia entre la matriz ajustada y la matriz actual de covarianza con una corrección parsimoniosa para el número de parámetros. Los valores de RMSEA cercanos a cero indican un ajuste muy bueno, debiendo ser sus valores iguales o inferiores a 0,08 para un ajuste aceptable (Hu y Bentler, 1999). El CFI y el NNFI miden la mejora proporcional en el ajuste al comparar un modelo hipotético con un modelo nulo sobre el modelo de referencia. El rango de CFI y NNFI oscila entre 0 (ausencia absoluta de ajuste) y 1 (ajuste perfecto); los valores superiores a 0,90 indican un buen ajuste (Kline, 2005). El TLI evalúa la mejora relativa por grado de libertad del modelo objetivo en comparación con el modelo nulo. De forma similar al CFI y el NNFI, los valores de TLI superiores a 0,90 indican un modelo con ajuste razonable (Byrne, 2001). Finalmente, el AIC evalúa el ajuste del modelo en muestras de replicación hipotéticas del mismo tamaño y extraídas al azar de la misma población que la muestra de investigación (Kline, 2005). El AIC generalmente se utiliza para seleccionar el modelo con mejor ajuste de entre los modelos no anidados estimados con los mismos datos. El BCC opera de la misma manera que el AIC, pero impone mayores restricciones (Byrne, 2001). El modelo con el menor AIC y BCC son indicativos de un mejor ajuste.

Para analizar la fiabilidad del instrumento, se examinó la consistencia interna mediante el cálculo de alfa de Cronbach y la estabilidad de la medida, mediante un análisis de correlación de Pearson, entre las puntuaciones al IUS-12 en el primer y segundo pase.

Posteriormente, se realizaron los cálculos relativos a la validez. Concretamente, la convergente, examinando el patrón de correlaciones entre la IUS-12 y otras medidas que evalúan variables que teóricamente están relacionadas con el constructo que representa esta medida (tolerancia al malestar y catastrofismo). Asimismo, se analizaron las correlaciones entre el cuestionario y las puntuaciones obtenidas en el HADS para cada dimensión (depresión y ansiedad), y el PCL (trastorno de estrés postraumático). Para el cálculo de la validez discriminante se empleó el mismo análisis, considerando como variable la aceptación al dolor.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

Todas las variables se distribuyeron normalmente y no se detectaron valores atípicos ni univariados ni multivariantes. La distribución multivariada fue normal. No hubo evidencia de asimetría ni curtosis univariante significativa en ninguna de las variables.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio para examinar la validez de la estructura del instrumento. Se pusieron a prueba los siguientes modelos: el modelo unifactorial, el modelo bifactorial fijando factores a uno (prospectivo e inhibitorio), modelo de dos factores correlacionados, el modelo bifactorial fijando todos los factores a uno (global, prospectivo e inhibitorio), y el modelo bifactorial eliminado el primer factor (prospectivo). Si bien este último modelo mostró ajustar los datos de modo adecuado, los índices de modificación del modelo sugirieron la covariación de los ítems 7 y 11. Cuando se permitió la misma, el modelo mostró un mejor ajuste. Concretamente: $\chi^2/df = 1,75$; RMSEA = 0,08; CFI = 0,91; NNFI = 0,81; TLI = 0,91; AIC = 140,15; BBC = 143,46. El factor global explicó un 67% de la varianza, en tanto que el porcentaje explicado por el factor inhibitorio fue de 38%.

Los índices de bondad de ajuste de los diversos modelos analizados se recogen en la Tabla 1.

Tabla 1

Análisis factorial confirmatorio de la IUS-12-VE. Índices de bondad de ajuste con muestra clínica (N = 132)

Modelo	χ^2/df	RMSEA	CFI	NNFI	TLI	AIC	BCC
Unifactorial	2,70	0,11	0,83	0,75	0,79	193,46	198,75
Bifactorial, fijando factores a uno	2,31	0,10	0,84	0,75	0,83	176,23	179,09
Dos factores correlacionados	1,90	0,08	0,89	0,80	0,89	149,92	153,22
Bifactorial fijando todos los factores a uno	1,90	0,08	0,89	0,80	0,89	149,92	153,22
Bifactorial eliminando el primer factor	1,88	0,08	0,89	0,80	0,89	148,56	151,65
Bifactorial eliminando el primer factor y covariando errores	1,75	0,08	0,91	0,81	0,91	140,15	143,50

Nota: RMSEA, Raíz cuadrada del error medio cuadrático; CFI, Índice de ajuste comparativo; NNFI, Índice de ajuste no normalizado; TLI, Índice de Tucker-Lewis; AIC, Criterio de información de Akaike; BCC, Criterio Browne-Cudeck.

Asimismo, el peso factorial que mostró cada ítem con su factor resultó significativo para un valor $p < ,001$; oscilando los pesos factoriales entre 0,53 y 0,63, para el factor global, y entre 0,40 y 0,45, para el factor inhibitorio. En la Tabla 2 se muestran las medias, desviaciones típicas y pesos factoriales de cada ítem.

Tabla 2

Media, desviación típica y peso factorial de cada ítem para cada factor

Ítems	M (DT)	Peso factorial	
		Global	Inhibitorio
1. Las situaciones inesperadas me hacen sentir mal.	3,59 (1,32)	0,611	-
2. Me frustra no tener toda la información que necesito.	3,80 (1,37)	0,604	-
4. Uno debería planear las cosas para evitar sorpresas.	3,10 (1,45)	0,588	-
5. Un pequeño imprevisto puede estropearlo todo, incluso con la mejor planificación.	3,55 (1,50)	0,552	-
8. Quiero saber siempre qué me depara el futuro.	2,86 (1,56)	0,528	-
9. No soporto ser cogido por sorpresa.	2,70 (1,32)	0,625	-
11. Debería ser capaz de organizar todo de antemano.	3,48 (1,33)	0,603	-
<i>Factor de Intolerancia a la Incertidumbre Inhibitoria</i>			
3. La incertidumbre me impide vivir una vida plena	2,89 (1,49)	0,534	0,404
6. Cuando llega el momento de actuar la incertidumbre me paraliza.	2,65 (1,41)	0,597	0,451
7. Cuando me siento inseguro/a no puedo funcionar muy bien.	3,34 (1,43)	0,553	0,418
10. La más mínima duda puede impedirme actuar.	2,66 (1,38)	0,573	0,433
12. Debo alejarme de todas las situaciones inciertas.	3,00 (1,44)	0,558	0,422

Nota: M = Media; DT = Desviación típica.

Análisis de fiabilidad

El análisis de la consistencia interna arrojó un alfa de Cronbach de 0,87 para la escala total y de 0,81 para el factor inhibitorio.

Asimismo, la medida mostró una adecuada fiabilidad test-retest a las cuatro semanas, siendo la correlación del IUS-12 global de 0,62, entre ambos pases, y de 0,65 para el factor inhibitorio.

Análisis de la validez convergente y discriminante

La Tabla 3 muestra los estadísticos descriptivos y el coeficiente de correlación de Pearson entre las puntuaciones de la IUS-12 global y del factor inhibitorio con las variables consideradas en el análisis. Tanto la puntuación total de la escala global como el factor inhibitorio correlacionaron de forma positiva y significativa con la tolerancia al malestar, el catastrofismo, ansiedad, depresión y TEPT. Además, tanto la puntuación total del IUS-12 como el factor inhibitorio correlacionaron de forma negativa y significativa con la aceptación del dolor. Todas las correlaciones mostraron valores medios.

Tabla 3

Estadísticos descriptivos y correlación de la IUS-12-VE y su factor inhibitorio con las variables psicológicas

Variabes	M	DT	IUS-12 Global	IU-12 Inhibitoria
Tolerancia al malestar	50,48	14,00	,46	,43
Catastrofismo	5,63	2,16	,48	,40
Aceptación	19,13	13,05	-,44	-,30
Depresión	15,77	4,94	,35	,26
Ansiedad	19,51	5,18	,45	,42
TEPT	36,20	21,27	,30	,23

Nota: M, Media; DT, Desviación Típica; IUS-12-VE, Escala de Intolerancia a la Incertidumbre Total, 12 ítems; IUS-12 Inhibitoria, Intolerancia a la Incertidumbre Inhibitoria; TEPT, Trastorno de Estrés Postraumático.

Todas las correlaciones fueron significativas con un valor $p < ,001$.

Discusión

A pesar de que la literatura sobre el concepto de intolerancia a la incertidumbre en el ámbito del dolor es limitada, se trata de un factor que, aunque originalmente se concibió como un factor específico del trastorno de ansiedad generalizada (Dugas et al., 2004; Dugas y Ladouceur, 2000), ha mostrado ser un factor de riesgo de clara disposición transdiagnóstica que podría desempeñar un papel relevante en la adaptación a su patología de personas con dolor crónico. En este sentido, la IUS-12 (Carleton et al., 2007a) se ha convertido en una medida de IU de gran interés dada su brevedad (en comparación con la medida original) y sus cualidades psicométricas. De ahí que el objetivo del presente estudio fuese efectuar la adaptación española de la IUS-12 para su uso en personas con dolor crónico musculoesquelético. Para ello, se llevó a cabo un análisis de la estructura factorial del instrumento, mediante un análisis confirmatorio, así como el estudio de su fiabilidad (consistencia interna y estabilidad) y validez (concurrente y discriminante) con una muestra clínica integrada por personas con dicho diagnóstico.

En esta versión española de la IUS-12, los índices de bondad de ajuste evaluados sugirieron un buen ajuste para el modelo bifactorial cuando se eliminó el factor prospectivo. Este resultado difiere del modelo de dos factores independientes (inhibitorio y prospectivo) propuesto inicialmente por Carleton et al. (2007a), que fue confirmado también en la versión holandesa efectuada por Helsen et al. (2013). Sin embargo, los resultados del presente trabajo son congruentes con estudios recientes, donde el factor de IU prospectivo ha demostrado ser poco fiable. De hecho, en el estudio efectuado con una muestra clínica incluida en Shihata et al. (2018), el factor prospectivo fue eliminado, resultando una escala con un factor general de IU y un factor inhibitorio. En línea con estos resultados, Hale et al. (2016) y Lauriola et al. (2016) señalaron la necesidad de tener cierta precaución en el uso e interpretación de las subescalas prospectiva e inhibitoria. Del mismo modo, los hallazgos obtenidos por los autores de la versión italiana revisada de la IUS-12 (Bottesi et al., 2019) respaldaron la presencia de un factor global sólido y fiable, lo que aporta nueva evidencia sobre la unidimensionalidad del constructo general de IU. Por lo tanto, los estudios mencionados respaldan la presencia de un factor global como variable latente y un factor inhibitorio que debe seguir siendo estudiado para su posible interpretación de forma independiente dentro de la escala. Este último aspecto es relevante, dado que la IU inhibitoria se ha propuesto como el factor más desadaptativo de las dos facetas que componen la IU (prospectiva e inhibitoria), que podrían responder a trayectorias etiológicas distintas (Hong y Lee, 2015). Los resultados del presente estudio, replicaron los resultados más recientes, apoyando un factor general de IU,

con un porcentaje de varianza explicada del constructo del 67%, si bien también se obtuvo evidencia de un factor específico de intolerancia inhibitoria, con un porcentaje de varianza explicado del 38%. Ha de indicarse, además, que los pesos factoriales estandarizados resultantes en el presente estudio apoyan la unidimensionalidad de la medida, si bien las cargas factoriales para el factor inhibitorio (oscilando entre 0,40 y 0,50) fueron más elevadas que las encontradas por Shihata et al. (2018).

Respecto a la fiabilidad por consistencia interna, la IUS-12-VE presentó un índice satisfactorio ($\alpha = 0,87$) para la escala global, superior a las versiones holandesa ($\alpha = 0,83$; Helsen et al., 2013) e italiana revisada ($\alpha = 0,80$; Bottesi et al., 2019), aunque inferior a la versión norteamericana ($\alpha = 0,91$; Carleton et al., 2007a). Con respecto al factor inhibitorio, este arrojó un índice de fiabilidad aceptable ($\alpha = 0,81$), superando nuevamente los obtenidos por la versión holandesa ($\alpha = 0,78$) e italiana revisada ($\alpha = 0,79$), aunque ligeramente inferior a la versión norteamericana ($\alpha = 0,85$). Ha de indicarse, además, que el índice de consistencia interna para la escala total resultó ser idéntico al obtenido recientemente con muestra universitaria española (González-Arévalo et al., en preparación; comunicación personal).

En lo concerniente a la estabilidad de la medida, esta no ha sido analizada en los estudios recientes que han examinado la estructura factorial de la misma (Hale et al., 2016; Lauriola et al., 2016; Roma y Hope, 2017; Shihata et al., 2018), ni tampoco en otras versiones de la IUS-12, con la excepción de la versión italiana revisada (Bottesi et al., 2019). Los resultados obtenidos en el presente trabajo mostraron que el instrumento cuenta con una adecuada estabilidad temporal, si bien el índice de correlación para la escala global ($r = 0,62$) fue inferior al obtenido en la versión italiana revisada de Bottesi y colaboradores (2019) ($r = 0,74$) y al que obtuvieron González-Arévalo y colaboradores (comunicación personal) ($r = 0,73$). Ha de tenerse en consideración que estos resultados podrían obedecer al origen diferente de las muestras que, en los estudios de Bottesi y colaboradores y de González-Arévalo y colaboradores comprendió población universitaria para la realización de este análisis. Asimismo, en la adaptación española con muestra universitaria la fiabilidad por test-retest se calculó sobre un intervalo temporal inferior al del presente estudio. Igualmente, estos resultados pueden ser debidos al tamaño de la muestra utilizado (de tan sólo 64 sujetos frente a los 156 sujetos de la versión italiana revisada). En el presente estudio también se analizó la estabilidad temporal del factor inhibitorio, indicando que se trata de un factor estable ($r = 0,65$), con valor idéntico al obtenido con población universitaria española. De cualquier modo, se requieren de estudios futuros con muestras similares a la del presente, pero integrando un mayor número de participantes. Con todo, estos resultados son consistentes con el concepto de IU como una característica disposicional de cierta estabilidad.

En lo relativo a la validez concurrente, tanto el factor global de la IUS-12 como el factor inhibitorio mostraron correlaciones significativas y positivas con las variables incluidas en el estudio con las que cabía esperar que guardasen relación conceptual. Concretamente, ambos factores (global e inhibitorio) correlacionaron de forma moderada con medidas de tolerancia al malestar ($r = 0,46$; $r = 0,43$, respectivamente), catastrofismo ($r = 0,48$; $r = 0,40$, respectivamente) y ansiedad ($r = 0,45$; $r = 0,42$, respectivamente). Las correlaciones fueron, no obstante, ligeramente más bajas con la depresión ($r = 0,35$; $r = 0,26$, respectivamente) y con los síntomas de estrés postraumático ($r = 0,30$; $r = 0,23$, respectivamente). Estos hallazgos son congruentes con lo que teóricamente cabría esperar. Así, parece razonable una correlación más elevada del factor global con las variables psicológicas mencionadas, al representar dicho factor una medida más fiable del constructo general de IU. Los resultados hallados contribuyen a engrosar la evidencia disponible acerca de que la IU constituye un factor de riesgo para los trastornos de ansiedad y síntomas del estado de ánimo (Carleton et al., 2012).

Estudios previos ya establecieron una relación significativa entre IU y tolerancia al malestar, aunque íntimamente asociadas con otras variables de predisposición psicopatológica como la sensibilidad a la ansiedad (Laposa, Collimore, Hawley y Rector, 2015) que no ha sido evaluada en este trabajo. La tolerancia al malestar, definida como la capacidad de padecer y resistir estados emocionales desagradables (Simons y Gaher, 2005), ha sido considerada como un constructo metacognitivo de orden superior que integra el constructo de IU, como un factor de orden inferior (Bardeen, Fergus y Orcutt, 2013), por lo que cabía esperar que se trataran de aspectos relacionados. En relación con el catastrofismo, no evaluado en estudios precedentes, los resultados confirman lo que cabía esperar. Puesto que se define como un patrón de pensamiento negativo exagerado en relación con la experiencia dolorosa tanto real como anticipada, que se ha asociado con una mayor demanda de los servicios médicos, un mayor uso de medicación no pautaada y, en definitiva, un mayor grado de discapacidad (Sullivan et al., 2001), es teóricamente razonable su relación con la intolerancia a la incertidumbre. Habida cuenta de que la IU ha sido definida como un sesgo cognitivo que conlleva una percepción e interpretación negativa de las situaciones ambiguas (Dugas et al., 2004), su relación con el catastrofismo era predecible, como han mostrado los resultados de este estudio. Cabía también

esperar una asociación entre la IU y variables como la ansiedad, los síntomas de estrés postraumático y la depresión, en línea con trabajos previos en los que se muestra el relevante papel de la IU en la explicación de esta sintomatología (Carleton et al., 2012; McEvoy y Mahoney, 2011, 2012; Oglesby et al., 2016). Este trabajo ha replicado, por consiguiente, estudios precedentes integrados por muestras clínicas sin presencia de patología física.

En relación con la validez discriminante, el factor global de IU mostró tener una correlación significativa, negativa y moderada con la aceptación del dolor ($r = -0,44$). Estos hallazgos refuerzan la idea de que el aumento de la IU se asocia con un menor uso de estrategias regulatorias adaptativas (De Boer, Steinhagen, Versteegen, Struys y Sanderman, 2014). El concepto de aceptación, propio de las teorías contemporáneas de tercera generación, se ha instaurado como un concepto valioso acerca de cómo los pacientes se adaptan al dolor crónico de una manera efectiva y resistente. De ese modo, las variables aceptación y flexibilidad psicológica implican la voluntad de experimentar eventos internos de carácter desagradable a medida que ocurren, sin intentos de controlar los mismos, lo que incrementa la participación en actividades diarias al servicio de los valores personales, incluso en presencia de dolor (Ramírez-Maestre, Esteve y López-Martínez, 2014). La relación entre la aceptación del dolor y el ajuste psicológico es, por consiguiente, clara, poniendo de manifiesto los hallazgos de este trabajo que la IU afectaría a este proceso de adaptación.

Este trabajo presenta una serie de limitaciones a tener en cuenta. En primer lugar, esta adaptación de la IUS-12 se ha realizado con una muestra cuyo tamaño es pequeño y que ha estado compuesta, en su mayoría, por mujeres (86,4%), lo que podría limitar la generalizabilidad de los hallazgos. Aunque estudios anteriores (Carleton et al., 2007a; Hale et al., 2016; Roma y Hope, 2017) mostraron que la IUS-12 es invariable con respecto al sexo, en un futuro sería necesario replicar este trabajo y efectuar análisis de invarianza entre sexos, lo que permitiría la obtención de nuevos datos acerca de las cualidades psicométricas del instrumento en poblaciones con dolor crónico. En segundo lugar, sería útil efectuar el análisis de validez de constructo con otras medidas más específicas asociadas con la IU, como la evitación experiencial y sensibilidad a la ansiedad. En tercer lugar, dada la importancia de medir este constructo transdiagnóstico longitudinalmente, estudios futuros deberán analizar la estabilidad de la medida con una muestra más amplia; lo que, además, permitiría evaluar su naturaleza dinámica en relación con el ajuste al dolor crónico. Finalmente, ha de indicarse que los índices de ajuste del modelo, aunque aceptables, limitan también la generalizabilidad de los resultados.

No obstante, a pesar de las limitaciones mencionadas, cabe señalar que este trabajo es el primero en analizar la estructura factorial de la IUS-12 con una muestra española de personas con un diagnóstico de dolor crónico musculoesquelético. Los hallazgos obtenidos permiten, además, concluir que la IUS-12-VE ha mostrado ser una medida válida, fiable y relativamente estable para su uso en población española con esta patología. Habida cuenta de la importancia que este constructo tiene en los procesos de dolor, y atendiendo a que los resultados han mostrado su relación con variables psicológicas relevantes en esta población, investigadores y clínicos que estén interesados en este factor transdiagnóstico podrían beneficiarse de la utilización de esta escala, especialmente dada la brevedad de la misma. Por último, dado que la intolerancia a la incertidumbre se ha relacionado no solo con el malestar emocional, sino también con las dificultades para enfrentar enfermedades agudas y crónicas, su evaluación y abordaje podría mejorar los resultados de las intervenciones psicológicas de personas con dolor crónico.

Referencias

- Bardeen, J. R., Fergus, T. A., y Orcutt, H. K. (2013). Testing a hierarchical model of distress tolerance. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment* 35(4), 495-505.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Booth, J., Moseley, G. L., Schiltenswolf, M., Cashin, A., Davies, M., y Hübscher, M. (2017). Exercise for chronic musculoskeletal pain: a biopsychosocial approach. *Musculoskeletal Care*, 15(4), 413-421.
- Bottesi, G., Ghisi, M., Novara, C., Bertocchi, J., Boido, M., De Dominicis, I., y Freeston, M. H. (2015). Intolerance of uncertainty scale (IUS-27 e IUS-12): Due studi preliminari. *Psicoterapia Cognitiva e Comportamentale*, 21(3), 345-365.
- Bottesi, G., Noventa, S., Freeston, M. H., y Ghisi, M. (2019). Seeking certainty about Intolerance of Uncertainty: Addressing old and new issues through the Intolerance of Uncertainty Scale-Revised. *PloS One*, 14(2), e0211929.
- Buhr, K., y Dugas, M. J. (2002). The intolerance of uncertainty scale: Psychometric properties of the English version. *Behaviour Research and Therapy*, 40(8), 931-945.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Carleton, R. N., Collimore, K. C., y Asmundson, G. J. (2010). "It's not just the judgements—It's that I don't know": Intolerance of uncertainty as a predictor of social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 24(2), 189-195.
- Carleton, R. N., Duranceau, S., Freeston, M. H., Boelen, P. A., McCabe, R. E., y Antony, M. M. (2014). "But it might be a heart attack": Intolerance of uncertainty and panic disorder symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, 28(5), 463-470.
- Carleton, R. N. (2016). Into the unknown: A review and synthesis of contemporary models involving uncertainty. *Journal of Anxiety Disorders*, 39, 30-43.
- Carleton, R. N., Mulvogue, M. K., Thibodeau, M. A., McCabe, R. E., Antony, M. M., y Asmundson, G. J. (2012). Increasingly certain about uncertainty: Intolerance of uncertainty across anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 26(3), 468-479.
- Carleton, R. N., Norton, M. A. P. J., y Asmundson, G. J. (2007a). Fearing the unknown: A short version of the Intolerance of Uncertainty Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 21(1), 105-117.
- Carleton, R. N., Sharpe, D., y Asmundson, G. J. (2007b). Anxiety sensitivity and intolerance of uncertainty: Requisites of the fundamental fears? *Behaviour Research and Therapy*, 45(10), 2307-2316.
- Clark, D. A., y Beck, A. T. (2010). *Cognitive therapy of anxiety disorders: Science and Practice*. New York: Guilford Press.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of a test. *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- De Boer, M. J., Steinhagen, H. E., Versteegen, G. J., Struys, M. M., y Sanderman, R. (2014). Mindfulness, acceptance and catastrophizing in chronic pain. *PloS One*, 9(1), e87445.
- De Bruin, G. O., Rassin, E., van der Heiden, C., y Muris, P. (2006). Psychometric properties of a Dutch version of the Intolerance of Uncertainty Scale. *Netherlands Journal of Psychology*, 62(2), 87-92.
- Dugas, M. J., Buhr, K., y Ladouceur, R. (2004). The role of intolerance of uncertainty in etiology and maintenance. In R. G. Heimberg, C. L. Turk y D. S. Mennin (Eds.), *Generalized anxiety disorder: Advances in research and practice* (pp. 143-163). New York: Guilford Press.
- Dugas, M. J., y Ladouceur, R. (2000). Treatment of GAD: Targeting intolerance of uncertainty in two types of worry. *Behavior Modification*, 24(5), 635-657.
- Dugas, M. J., y Robichaud, M. (2007). *Cognitive behavioral treatment for generalized anxiety disorder: from science to practice*. Nueva York: Routledge.
- Fergus, T. A., y Wu, K. D. (2012). The intolerance of uncertainty scale: Measurement invariance, population heterogeneity, and its relation with worry among self-identifying white and black respondents. *Assessment*, 20(5), 555-564.
- Fernández-Hernández, M., Bouzas-Pérez, D., y Martín-Moretón, C. (2017). Patología osteomuscular y dolor crónico: rotación multidisciplinar para médicos de Atención Primaria. *Revista de la Sociedad Española del Dolor*, 24(5), 256-263.
- Fischerauer, S. F., Talaei-Khoei, M., Vissers, F. L., Chen, N., y Vranceanu, A. M. (2018). Pain anxiety differentially mediates the association of pain intensity with function depending on level of intolerance of uncertainty. *Journal of Psychiatric Research*, 97, 30-37.
- Freeston, M. H., Rhéaume, J., Letarte, H., Dugas, M. J., y Ladouceur, R. (1994). Why do people worry? *Personality and Individual Differences*, 17(6), 791-802.
- García-Campayo, J., Rodero, B., Alda, M., Sobradie, N., Montero, J. y Moreno, S. (2008). Validación de la versión española de la escala de catastrofización ante el dolor (Pain Catastrophizing Scale) en la fibromialgia. *Medicina Clínica*, 131, 487-492.
- González, M., Cubas, R., Rovella, A. T., y Darías, M. (2006). Adaptación española de la Escala de Intolerancia hacia la Incertidumbre: Procesos cognitivos, ansiedad y depresión. *Psicología y Salud*, 16(2), 219-233.
- Hale, W., Richmond, M., Bennett, J., Berzins, T., Fields, A., Weber, D., Beck, M., y Osman, A. (2016). Resolving uncertainty about the Intolerance of Uncertainty Scale-12: Application of modern psychometric strategies. *Journal of Personality Assessment*, 98(2), 200-208.
- Helsen, K., Van den Bussche, E., Vlaeyen, J. W. S., y Goubert, L. (2013). Confirmatory factor analysis of the Dutch Intolerance of Uncertainty Scale: Comparison of the full and short version. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 44(1), 21-29.
- Hong, R. Y., y Lee, S. M. (2015). Further clarifying prospective and inhibitory intolerance of uncertainty: Factorial and construct validity of test scores from the Intolerance of Uncertainty Scale. *Psychological Assessment*, 27(2), 605-620.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.

- Jacoby, R. J., Fabricant, L. E., Leonard, R. C., Riemann, B. C., y Abramowitz, J. S. (2013). Just to be certain: Confirming the factor structure of the Intolerance of Uncertainty Scale in patients with obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 27(5), 535-542.
- Khawaja, N. G., y Yu. L. H. (2010). A comparison of the 27-item and 12-item intolerance of uncertainty scales. *Clinical Psychologist*, 14(3), 97-106.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: Guilford Press. Recuperado de: https://www.ptsd.va.gov/professional/assessment/temeasures/life_events_checklist.asp
- Laposa, J. M., Collimore, K. C., Hawley, L. L., y Rector, N. A. (2015). Distress tolerance in OCD and anxiety disorders, and its relationship with anxiety sensitivity and intolerance of uncertainty. *Journal of Anxiety Disorders*, 33, 8-14.
- Lauriola, M., Mosca, O., y Carleton, R. N. (2016). Hierarchical factor structure of the intolerance of uncertainty scale short form (IUS-12) in the Italian version. *TPM: Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 23(3), 377-394.
- Lazarus, R. S., y Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Linton, S. J. (2013). A transdiagnostic approach to pain and emotion. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 18(2), 82-103.
- McCracken, L. M., Vowles, K. E., y Eccleston, C. (2004). Acceptance of chronic pain: component analysis and a revised assessment method. *Pain*, 107(1-2), 159-166.
- McEvoy, P. M., y Mahoney, A. E. (2011). Achieving certainty about the structure of intolerance of uncertainty in a treatment-seeking sample with anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(1), 112-122.
- McEvoy, P.M., y Mahoney, A.E. (2012). To be sure, to be sure: Intolerance to uncertainty mediates symptoms of various anxiety disorders and depression. *Behaviour Therapy*, 43(3), 533-545.
- Norton, P. J. (2005). A psychometric analysis of the Intolerance of Uncertainty Scale among four racial groups. *Journal of Anxiety Disorders*, 19(6), 699-707.
- Oglesby, M. E., Boffa, J. W., Short, N. A., Raines, A. M., y Schmidt, N. B. (2016). Intolerance of uncertainty as a predictor of post-traumatic stress symptoms following a traumatic event. *Journal of Anxiety Disorders*, 41, 82-87.
- Quintana, J.M., Padierna, A., Esteban, C., Arostegui, I., Bilbao, A., y Ruiz, I. (2003). Evaluation of the psychometric characteristics of the Spanish Version of the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 107(3), 216-221.
- Ramírez-Maestre, C., Esteve, R., y López-Martínez, A. E. (2014). Fear-avoidance, pain acceptance and adjustment to chronic pain: a cross-sectional study on a sample of 686 patients with chronic spinal pain. *Annals of Behavioral Medicine*, 48(3), 402-410.
- Reise, S., Moore, T., y Haviland, M. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559.
- Roemer, L., y Orsillo, S. M. (2005). An acceptance-based behavior therapy for generalized anxiety disorder. In *Acceptance and mindfulness-based approaches to anxiety* (pp. 213-240). Springer, Boston, MA.
- Roma, V. G., y Hope, D. A. (2017). Are we certain about which measure of intolerance of uncertainty to use yet? *Cognitive Behaviour Therapy*, 46(4), 327-338.
- Sánchez-Rodríguez, E., de la Vega, R., Racine, M., Roy, R., Jensen, M. P., y Miró, J. (2018, versión online). Support for the Spanish version of the CPAQ-8 as a measure of chronic pain acceptance. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*. DOI: 10.1111/jep.13092
- Sandín, B., Simons, J. S., Valiente, R. M., Simons, R. M., y Chorot, P. (2017). Psychometric properties of the Spanish version of the Distress Tolerance Scale and its relationship with personality and psychopathological symptoms. *Psicothema*, 29(3), 421-428.
- Shihata, S., McEvoy, P. M., y Mullan, B. A. (2018). A bifactor model of intolerance of uncertainty in undergraduate and clinical samples: Do we need to reconsider the two-factor model? *Psychological Assessment*, 30, 893-903.
- Sifuentes-Giraldo, W. A., y Morell-Hita, J. L. (2017). Protocolo diagnóstico del dolor crónico musculoesquelético. *Medicine-Programa de Formación Médica Continuada Acreditado*, 12(27), 1609-1613.
- Simons, J. S., y Gaher, R. M. (2005). The Distress Tolerance Scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion*, 29(2), 83-102.
- Sullivan, M. J. L., Bishop, S. R. y Pivik, J. (1995). The Pain Catastrophizing Scale: development and validation. *Psychological Assessment*, 7, 324-332.

- Sullivan, M. J., Thorn, B., Haythornthwaite, J. A., Keefe, F., Martin, M., Bradley, L. A., y Lefebvre, J. C. (2001). Theoretical perspectives on the relation between catastrophizing and pain. *The Clinical Journal of Pain*, 17(1), 52-64.
- Tolin, D. F., Abramowitz, J. S., Brigidi, B. D., y Foa, E. B. (2003). Intolerance of uncertainty in obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 17(2), 233-242.
- Van der Heiden, C., Muris, P., y Van der Molen, H. T. (2012). Randomized controlled trial on the effectiveness of metacognitive therapy and intolerance-of-uncertainty therapy for generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 50(2), 100-109.
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Keane, T. M., Palmieri, P. A., Marx, B. P., y Schnurr, P. P. (2013). The PTSD Checklist for DSM-5 (PCL-5). Scale available from the National Center for PTSD. Recuperado de: <https://www.ptsd.va.gov/professional/assessment/adult-sr/ptsd-checklist.asp>
- World Medical Association (2013). Declaration of Helsinki. Ethical principles for medical research involving human subjects. *Journal of the American Medical Association*, 310, 2191-2194.
- Wright, L. J., Afari, N., y Zautra, A. (2009). The illness uncertainty concept: a review. *Current Pain and Headache Reports*, 13(2), 133.
- Yang, Z. (2013). Psychometric properties of the Intolerance of Uncertainty Scale (IUS) in a chinese-speaking population. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 41(4), 501-504.
- Yang, Z., Chen, H., Zhang, X., Wang, R., y Ding, J. (2016). The online version of the Chinese Intolerance of Uncertainty Scale: Psychometric properties. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*. 19(3), 217-222.
- Zigmond, A., y Snaith, R. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67(6), 361-370.