

Original

Explorando el Verdadero Potencial de la Versión Española Del Inventario de Sensibilización Central: Estructura Factorial, Validez Convergente y Concurrente

Miguel Ángel Losada-del-Pozo^{1,2}, José Luis González-Gutiérrez^{1,*},
Jorge Hugo Villafañe³, Camilo Corbellini⁴, Almudena López-López¹

¹Departamento de Psicología, Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Rey Juan Carlos, 28922 Alcorcón, España

²Departamento de Fisioterapia, Facultad de Ciencias Biomédicas y de la Salud, Universidad Alfonso X el Sabio (UAX), 28691 Madrid, España

³Departamento de Fisioterapia, Facultad de Medicina, Salud y Deporte, Universidad Europea de Madrid, 28670 Villaviciosa de Odón, España

⁴Departamento de Fisioterapia, Universidad Internacional de Salud, Ejercicio y Deporte LUNEX, 4671 Differdange, Luxemburgo

*Correspondencia: jose Luis.gonzalez@urjc.es (José Luis González-Gutiérrez)

Editor Académico: Vicente E. Caballo

Enviado: 14 Febrero 2024 Revisado: 19 Diciembre 2024 Aceptado: 20 Enero 2025 Publicado: 19 Agosto 2025

Resumen

Introducción: El objetivo de este estudio consistió en explorar el verdadero potencial de la versión española del Inventario de Sensibilización Central (CSI) en una muestra de 262 pacientes con dolor crónico. **Métodos:** Se empleó el Análisis Factorial Confirmatorio para evaluar el ajuste de los datos a las soluciones factoriales más frecuentemente propuestas en la literatura. Se examinaron las cargas factoriales de los ítems que correspondían a las manifestaciones psicológicas de la sensibilización central, en comparación con otras manifestaciones de este fenómeno, así como su convergencia con medidas psicológicas. Se examinó la validez concurrente mediante el análisis del *wind-up ratio* de sumación temporal del dolor a la estimulación punzante repetitiva (*pinprick*) en una submuestra de 87 pacientes. **Resultados:** Los resultados indicaron el ajuste a un modelo bifactor donde las cargas factoriales en el factor general de aquellos ítems que examinan los aspectos psicológicos de la sensibilización central fueron significativamente mayores que las de los ítems que examinan los síntomas fisiológicos. **Conclusiones:** Este instrumento puede ser más apropiado para evaluar aspectos asociados a la sensibilización cognitivo-emocional e hipervigilancia que las alteraciones fisiológicas relacionadas con la sensibilización central.

Palabras Claves: dolor crónico; sensibilización central; inventario de sensibilización central; sumación temporal; pruebas psicofísicas; pruebas cuantitativo-sensoriales

Exploring the True Potential of the Spanish Central Sensitization Inventory: Factorial Structure, Convergent and Concurrent Validity

Abstract

Background: This study aimed to explore the true potential of the Spanish Version of the Central Sensitization Inventory (CSI) in a sample of 262 chronic pain patients. **Methods:** We employed Confirmatory Factor Analysis to evaluate the fit of the data to the factorial solutions most commonly proposed in previous literature. Loadings of items covering the psychological manifestations of central sensitization, in comparison to other manifestations of this phenomenon, were examined. Convergence with psychological measurements was analyzed. Concurrent validity was examined by estimating the wind-up ratio (WUR) values from temporal summation of pain to repetitive pinprick stimulation in a subsample of 87 patients. **Results:** A bifactor model with a general factor and four orthogonal factors was the best solution. Loadings on the general factor of items examining the psychological concomitants of central sensitization were significantly higher than those of the items examining physiological symptoms. **Conclusions:** Our results indicate that this instrument may be more appropriate to assess aspects associated to cognitive-emotional sensitization or hypervigilance in patients with chronic pain rather than physiological alterations related to sensitization.

Keywords: chronic pain; central sensitization; central sensitization inventory; temporal summation; psychophysical tests; quantitative sensory testing



1. Introducción

La Sensibilización Central (*Central Sensitization*, CS), considerada como una amplificación de la señalización neural dentro del sistema nervioso central que provoca hipersensibilidad al dolor, es significativa en el dolor crónico y considerada como un mecanismo clave para explicar la transición y perpetuación del dolor en diferentes condiciones de dolor crónico (den Boer et al, 2019; Villafañe et al, 2019). En este sentido, se conocen diversos mecanismos fisiológicos implicados, tales como la facilitación de la sumación temporal del dolor (*temporal summation of pain*, TS) y/o la alteración de la modulación condicionada del dolor (*conditioned pain modulation*, CPM) (den Boer et al, 2019; Nijs et al, 2021a; Villafañe et al, 2013). Por otra parte, los factores psicológicos también juegan un papel relevante, como pueden ser la depresión, la ansiedad, el catastrofismo y la hipervigilancia, entre otros (Arendt-Nielsen et al, 2018).

En el caso de la TS, ésta se refiere al modelo sustitutivo que explica en fenómeno del *windup* observado en estudios preclínicos. Este fenómeno del *windup* refleja el proceso de facilitación homosináptica entre la neurona de primer y segundo orden en la médula espinal en respuesta ante estímulos tanto nocivos como no nocivos, traducándose en hiperalgesia primaria, así como expansión de los campos receptivos (hiperalgesia secundaria) (Hoegh, 2023a; Hoegh, 2023b; Woolf, 2011). Como correlato sustitutivo, la sumación temporal refleja un aumento de la excitabilidad de las neuronas del asta posterior de la médula antes estímulos nocivos repetidos de las fibras C/A δ a una frecuencia inferior a 3 Hz en áreas musculoesqueléticas, vísceras o piel, indicando un aumento de la eficacia sináptica en el asta posterior medular, y suponiendo por tanto un método de evaluación de la facilitación nociceptiva ascendente previamente mencionada (Courtney et al, 2017; den Boer et al, 2019).

Con respecto a la modulación condicionada del dolor (CPM), la cual afecta a la modulación endógena del dolor en el tronco encefálico, fue originariamente postulada en los estudios de Le Bars y colaboradores. Estos autores fueron pioneros en vincular la eficacia del conocido como fenómeno de contrairritación o *counter-irritation* (“dolor inhibe dolor” o “*pain inhibits pain*”) con la analgesia endógena. Propusieron un modelo en el cual la actividad convergente de las neuronas en el asta posterior de la médula espinal y el núcleo trigeminal podría inhibirse a través de estímulos heterotópicos eléctricos en zonas remotas del cuerpo en ratas anestesiadas. A este fenómeno lo llamaron control inhibitorio nocivo difuso (*diffuse noxious inhibitory control*, DNIC), demostrando que la conexión del subnúcleo reticular dorsal del tronco del encéfalo con el bulbo raquídeo y su proyección descendente hacia la médula espinal (Le Bars y Willer, 2008; Le Bars et al, 1979a; Le Bars et al, 1979b; Le Bars et al, 1992; Pud et al, 2009; Villanueva et al, 1996). Como correlato sustitutivo del

DNIC, la CPM consiste en el uso de un estímulo nocivo fásico (test stimulus), el cual es seguido de una segunda evaluación al mismo tiempo (paradigma paralelo) que se realiza un estímulo condicionado doloroso tónico, denominado *conditioning stimulus*, o tras la finalización del estímulo condicionado doloroso (paradigma secuencial). En condiciones normales, el estímulo doloroso se ve reducido ante la aplicación del estímulo condicionado (Kennedy et al, 2016; Yarnitsky, 2010; Yarnitsky, 2015). De esta manera, tanto el control inhibitorio difuso como la modulación condicionada del dolor pueden interpretarse como métodos de exploración de la integridad de las vías inhibitorias descendentes (alteración de la modulación endógena del dolor) (Avellanal et al, 2020; Yarnitsky, 2015).

La evaluación de la sensibilización central se realiza habitualmente empleando dos tipos diferentes de mediciones. Por un lado, los instrumentos autoadministrados, especialmente el Inventario de Sensibilización Central (*Central Sensitization Inventory*, CSI), han sido utilizados para evaluar los diferentes síntomas generalmente presentes en pacientes que presentan CS (Mayer et al, 2012), aportando un amplio abanico de evidencia en diferentes poblaciones mediante distintas estructuras factoriales. El desarrollo original del instrumento para angloparlantes fue llevado a cabo en una muestra de pacientes con diferentes entidades de dolor crónico como son la fibromialgia (FM), el dolor crónico generalizado sin fibromialgia, el dolor lumbar crónico, así como en sujetos sanos. En este estudio se identificó una estructura de 4 factores, incluyendo síntomas físicos, emocionales, cefalea/mandibulares y urológicos (Mayer et al, 2012). La misma solución factorial fue observada por otros autores en poblaciones con diferentes condiciones de dolor musculoesquelético crónico, a saber, holandés (muestra no especificada de dolor crónico (Kregel et al, 2016), portugués europeo (adolescentes, muestra no especificada de dolor crónico) (Andias y Silva, 2020) o portugués brasileño (artrosis, síndrome de dolor miofascial, cefalea tensional, fibromialgia y sujetos sanos) (Caumo et al, 2017). Al margen de leves diferencias en la nomenclatura, estos estudios describieron factores cuyos ítems eran esencialmente los mismos que en la versión original. Además, todos estos estudios incluían varios ítems del CSI bajo la categoría de ‘estrés emocional’ como uno de los factores, al igual que la versión original de Mayer.

Más allá de la previamente mencionada estructura de 4 factores, han sido evaluadas otras muestras obteniendo diversas estructuras factoriales, como por ejemplo en supervivientes de cáncer españoles (estructura de 1 factor) (Roldán-Jiménez et al, 2021) o pacientes coreanos con artrosis de rodilla (estructura de 6 factores) (Kim et al, 2020). En el caso de la versión original española sobre sujetos con dolor lumbar crónico, dolor cervical, dolor de rodilla, dolor de espalda y artrosis, la solución obtenida fue de 1 factor, donde todos los ítems reflejaban signos y sín-

tomas compatibles con la totalidad del constructo de sensibilización central (Cuesta-Vargas et al, 2016).

Asimismo, la estructura bifactor parece ser una de las soluciones factoriales más adecuadas para este cuestionario, en la que un factor general (factor general de CS) es capaz de abarcar todas las características de la sensibilización central, pero acompañado por 4 factores ortogonales (incluyendo un factor que cubre características emocionales). Esta estructura fue demostrada en una muestra agrupada de varios países (Cuesta-Vargas et al, 2018) y en la adaptación al alemán en pacientes con diferentes condiciones de dolor, como la fibromialgia, el dolor generalizado, dolor de espalda crónica y de cuello, artritis reumatoide, dolor regional complejo y sujetos sanos (Klute et al, 2021).

Sobre la posible influencia de las variables demográficas en la puntuación obtenida a través del CSI, el sexo parece que juega un papel, con mayores puntuaciones, pero estadísticamente débiles, en mujeres comparadas con hombres (Klute et al, 2021) o, por otra parte, significativamente mayores en mujeres mayores (Ide et al, 2021). En cuanto a las correlaciones con la edad, se han mostrado como no significativas o débiles (Klute et al, 2021; Schuttert et al, 2023). A pesar de esto, desde nuestro conocimiento, no existe evidencia de que las diferentes estructuras factoriales dependan de las particularidades sociodemográficas de las muestras.

Por otra parte, además del uso de mediciones psicométricas, las pruebas psicofísicas conocidas también como test cuantitativos sensoriales (*Quantitative Sensory Testing*, QST), han sido propuestas como métodos de evaluación sustitutiva de los mecanismos de dolor central y, consecuentemente, empleados para estimar la presencia y magnitud de la CS. Concretamente, se han empleado los umbrales de dolor a la presión (UDP) o diferentes protocolos de evaluación de la modulación condicionada del dolor y de la sumación temporal del dolor (den Boer et al, 2019; Villafañe et al, 2013).

Igualmente, aunque ha ido surgiendo evidencia sobre la capacidad del CSI y de las pruebas psicofísicas para predecir la presencia de sensibilización central, se han encontrado resultados conflictivos en cuanto a la evidencia que arroja el CSI en diferentes condiciones musculoesqueléticas (Cliton Bezerra et al, 2021; Gervais-Hupé et al, 2018; Proença et al, 2021). Recientemente, un metaanálisis de Adams et al. (2023) concluyó que no hay evidencia sólida que sugiera que el CSI indique CS. Argumentan que esta herramienta parece identificar a sujetos con vulnerabilidad psicológica asociada al dolor (estado de hipervigilancia frecuente en muchos pacientes con dolor crónico), más que con CS en sí misma (Adams et al, 2023).

Por tanto, el objetivo principal de este estudio fue profundizar en la validez de la versión española CSI, asegurándose de que sea tanto culturalmente apropiada como estructuralmente sólida en población de habla castellana. En

primer lugar, se examinó la mejor solución factorial, la cual fue acompañada de un análisis de fiabilidad de la escala. En segundo lugar, el estudio evaluó la convergencia entre las puntuaciones del CSI con otras medidas autoinformadas que capturan el fenómeno psicológico relacionado con la sensibilización central. También se evaluó la concurrencia del instrumento con pruebas psicofísicas asociadas con hallazgos relacionados con la CS, como la facilitación de la sumación temporal del dolor. Mientras que el objetivo original de la validación al español fue adaptar culturalmente el CSI para el español europeo, no se había realizado un análisis de la validez de criterio (Cuesta-Vargas et al, 2016). En línea con los resultados de Adams et al. (2023), se esperaba una mayor convergencia del CSI con las mediciones de los fenómenos psicológicos dentro del dominio de la CS, que con las mediciones del componente fisiológico de la CS (Adams et al, 2023).

2. Métodos

Se trata de un estudio observacional de tipo transversal, siguiendo las recomendaciones de la guía STROBE (von Elm et al, 2014). Fue aprobado por el Comité de Ética del Hospital Universitario de Móstoles en España (06-30-2021, número de aprobación 2020/048). Todos los participantes incluidos en el estudio dieron su consentimiento informado por escrito para participar. El estudio fue realizado de acuerdo con la Declaración de Helsinki.

2.1 Participantes

El estudio se llevó a cabo en la Unidad del Dolor del Hospital Universitario de Móstoles, entre los meses de julio de 2021 y julio de 2022. En un día único de estudio, diferentes cuestionarios autoadministrados fueron completados por una muestra consecutiva de 262 adultos (+18), todos ellos pacientes con diferentes condiciones de dolor crónico (persistente o recurrente mayor de 3 meses) derivados a la Unidad del Dolor. Los criterios de exclusión fueron padecer patología cardíaca, enfermedades dermatológicas o mentales, embarazo o mostrar pobre comprensión del idioma español. Los tests cuantitativo-sensoriales fueron realizados en una submuestra de 87 participantes seleccionados entre aquellos que se mostraron dispuestos a participar. La intensidad del dolor fue evaluada a través de la escala numérica del dolor (END), y también se registró la duración de los síntomas.

2.2 Instrumentos

Inventario de Sensibilización Central (CSI). La versión original fue desarrollada por Mayer et al. (2012) sobre 451 sujetos y validada a diversos idiomas y culturas, incluyendo el portugués brasileño (Caumo et al, 2017), holandés (Kregel et al, 2016), francés (Pitance et al, 2016), italiano (Chiarotto et al, 2018) y español (Cuesta-Vargas et al, 2016), entre otros. De igual manera, la combinación de

datos provenientes de estos estudios fue analizada en un estudio sobre una muestra agrupada de países (Cuesta-Vargas et al, 2018).

El CSI es un cuestionario autoadministrado con dos partes diferenciadas. La parte A consiste en 25 ítems que evalúan diferentes síntomas habitualmente presentes en pacientes con dolor crónico y características de sensibilización central. A través de una escala Likert de 5 puntos, los pacientes responden el grado de severidad de estos síntomas. El rango de puntuación de esta escala va de los 0 a los 100 puntos, considerando los 40 puntos como el punto de corte que indica la posible implicación de la sensibilización central (Neblett et al, 2013). En la parte B, los pacientes pueden indicar si tienen diferentes diagnósticos de dolor crónico compatibles con la CS.

Han sido propuestas multitud de soluciones factoriales en las diversas adaptaciones que se han hecho de la escala, a saber, estructura de 4 factores (representando síntomas físicos, síntomas emocionales, síntomas cefalea/mandibulares y síntomas urológicos), teóricamente relacionados con la sensibilización central (Andias y Silva, 2020; Mayer et al, 2012; Pitance et al, 2016), estructura de 1 factor representando la generalidad de la sensibilización central (Chiarotto et al, 2018; Düzce Keleş et al, 2021), o una estructura bifactor (combinando un factor general más un grupo de cuatro factores adicionales) en una muestra agrupada de varios países a través de un total de 1987 participantes (Cuesta-Vargas et al, 2018). Especialmente para la versión española, la solución de 1 factor fue la mejor solución encontrada en el estudio de Cuesta-Vargas (2016). El CSI ha mostrado muy buena fiabilidad a través de las diferentes versiones de la escala (Andias y Silva, 2020; Cuesta-Vargas et al, 2018; Feng et al, 2022). Particularmente, la versión española (Cuesta-Vargas et al, 2016) demostró una alta consistencia interna (Cronbach Alpha = 0,872) y una alta fiabilidad test-retest ($r = 0,91$) para la escala general de la estructura de 1 factor. Esta versión tenía la intención de basarse en la evidencia previa de la utilidad del CSI en muestras de pacientes crónicos (Neblett et al, 2013; Neblett et al, 2015). Sin embargo, estos autores no mencionaron evidencia previa de la validez concurrente del instrumento, incluyendo la concurrencia con la evaluación psicofísica de los participantes.

Otros cuestionarios de autoinforme. Con el fin de examinar la convergencia de las puntuaciones del CSI con medidas de otros factores psicológicos, se incluyó la administración de diversos cuestionarios autoadministrados, como son la Escala HADS de Ansiedad y Depresión (*Hospital Anxiety Depression Scale*, HADS) (Quintana et al, 2003), la Escala de Catastrofismo ante el Dolor (*Pain Catastrophizing Scale*, PCS) (García Campayo et al, 2008), el Índice de Sensibilidad a la Ansiedad (*Anxiety Sensitivity Index*, ASI) (Sandin et al, 1996), la Escala de Sensibilidad Sensorial (*Highly Sensitive Person Scale*, HSPS) (Smolewska et al, 2006) y la dimensión negativa del Cuestionario de Afecti-

tividad Positiva Negativa (*Positive Negative Affect Schedule*, PANAS) (Díaz-García et al, 2020).

Estimulador PinPrick de 256 mN (MRC Systems GmbH, Heilderberg, Alemania). Se utilizó el estimulador PinPrick de 256 mN para la evaluación de la sensibilidad al dolor mecánico mediante pruebas sensoriales cuantitativas (QST). Este dispositivo aplica una fuerza calibrada de 256 milinewtons a través de una punta metálica estandarizada de 0,25 mm de diámetro, diseñada para activar nociceptores cutáneos sin causar daño tisular. Su uso permite una estimulación precisa y reproducible, adecuada para detectar fenómenos como hiperalgesia o alodinia mecánica. Este modelo forma parte del conjunto validado por la Red Alemana de Investigación sobre Dolor Neuropático (DFNS) y es ampliamente utilizado en entornos clínicos y de investigación por su fiabilidad y estandarización.

2.3 Procedimiento

2.3.1 Test Cuantitativos-Sensoriales (QST)

La *sumación temporal del dolor* fue evaluada a través de la estimulación con pinprick. Esta prueba psicofísica se realizó para evaluar la presencia de la facilitación de la sumación temporal del dolor como método sustitutivo del fenómeno del *windup*, característica observada en la sensibilización central (den Boer et al, 2019; Weaver et al, 2022). La TS refleja el aumento de la excitabilidad de las neuronas del asta posterior de la médula ante la estimulación repetida de fibras C/A δ (Mücke et al, 2021). Este procedimiento es un test de corte cuantitativo-sensorial recomendado por Rolke et al. (2006a; 2006b).

La intensidad percibida de un único estímulo de pinchazo (pinprick) se comparó con la de un tren de 10 estímulos de pinchazo a una velocidad de 1/s dentro de un área de 1 cm² (256 mN aplicados sobre la cara dorsal de la mano). Seguidamente, se pidió al paciente que proporcionara una puntuación de dolor que representara el estímulo único y la puntuación relativa a la media percibida del tren de 10 pinchazos mediante una escala verbal numérica del dolor de 0 a 100 (END). Este proceso se repitió un total de cinco veces. Para cada una de las series, se calcularon cinco índices independientes, denominados *windup ratio* (WUR), cada uno de los cuales resulta de la valoración del dolor del estímulo de 10 trenes, dividida por la valoración del dolor del estímulo único. Además, se calculó el promedio de los cinco WURs por separado. Para el análisis estadístico, se tuvo en cuenta tanto el valor de los 5 WUR independientes como su valor promedio (Proença et al, 2021; Rolke et al, 2006a; Rolke et al, 2006b).

2.3.2 Metodología Estadística

Se analizaron las diferencias entre la muestra total y la submuestra a la que se le realizaron las pruebas cuantitativo-sensoriales, en relación con las variables sociodemográficas y clínicas. Las diferencias en la distribución entre sexos se analizaron mediante el test de chi cuadrado. Para la edad,

intensidad del dolor (END) y duración de los síntomas, se emplearon pruebas *t* de Student para la diferencia de medias y se calcularon los tamaños del efecto mediante la *d* de Cohen.

La normalidad en la distribución del conjunto de datos se evaluó mediante el test de Kolmogorov-Smirnov. En casos de no normalidad, se procedió a la identificación de los valores atípicos (*outliers*) univariados empleando como punto de corte puntuaciones estandarizadas superiores a 3,29 ($p < 0,01$, prueba bilateral). Una vez identificados los *outliers*, se probaron consecutivamente tres métodos diferentes: primero, las puntuaciones se sustituyeron por el valor máximo de la distribución que no excediera la puntuación de 3,29; segundo, se procedió a su reemplazo por la mediana; y tercero, fueron eliminados. Después de aplicar cada método de tratamiento, se repitieron los tests de normalidad. Si no se conseguía la normalidad con ninguno de estos métodos, se restauraba la puntuación original. Posteriormente, se identificaron los datos atípicos (*outliers*) multivariados calculando la distancia de Mahalanobis, mediante el punto de corte chi cuadrado de 44,31 ($p < 0,001$). Los casos en los que se excedía dicho umbral eran eliminados, y la normalidad de la distribución de las variables era de nuevo reevaluada. La colinealidad se evaluó mediante el cálculo de la tolerancia y el factor de inflación de la varianza. Se llevaron a cabo las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y el Test de Esfericidad de Barlett para asegurar la adecuación de la matriz de correlaciones para el análisis factorial.

A continuación, se evaluaron diferentes estructuras factoriales para la versión española del Inventario de Sensibilización Central mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en la muestra de 262 participantes. Este tamaño muestral fue suficiente para realizar un AFC (Myers et al, 2011; Wolf et al, 2013). A pesar de la no normalidad de los datos, se utilizó la estimación de Máxima Verosimilitud para determinar las cargas factoriales, debido a sus ventajas sobre otros métodos, aunque no sea tan robusta frente a la no normalidad (Kilic y Dogan, 2021; Kilic et al, 2020). Sin embargo, esto fue complementado con *bootstrapping*, para lo cual se utilizaron 2.000 replicaciones *bootstrap*. Se evaluaron los tres modelos: el modelo de 4 factores (versión original en inglés), el modelo de 1 factor (validación al español) y el modelo bifactor.

Los índices de ajuste, como el chi cuadrado, el *p*-valor corregido de Bollen-Stine del chi cuadrado (Byrne, 2010), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), fueron calculados utilizando el programa AMOS 23 (IBM Corp., Armonk, NY, USA). También se calcularon las diferencias en χ^2/df para estimar la magnitud de la mejora entre los modelos. La consistencia interna de las subescalas y la puntuación total para la mejor solución factorial fue evaluada a través de la alfa de Cronbach. Asimismo, se calculó la Omega de McDonald (ω) para evaluar la fiabilidad del factor latente y la cantidad de

varianza explicada por el factor común como una función de las cargas factoriales estimadas. Se calcularon las medias, las desviaciones típicas, la asimetría, la curtosis y los coeficientes de correlación de Pearson de los ítems.

Para examinar la validez convergente, se estimaron las correlaciones entre el CSI y las variables autoinformadas psicológicas. La validez concurrente se examinó calculando las correlaciones de Pearson con las puntuaciones del CSI en la submuestra de 87 participantes a los que se les había realizado las mediciones de *windup ratio*, después de haberse examinado la posible presencia de *outliers*. Además, se empleó la curva ROC (Curva característica operativa del receptor) para evaluar si el punto de corte de 40 puntos del CSI podía discriminar a los pacientes con posible sensibilización central, según los resultados de la evaluación de la sumación temporal (pinprick).

Se aplicó la corrección de Bonferroni para comparaciones múltiples, estableciendo el nivel de significación en una $p < 0,0008$ (0,05/65) para las correlaciones entre la puntuación total de la escala y la puntuación de las subescalas con las mediciones psicológicas, $p < 0,003$ (0,05/15) para las correlaciones entre las 5 mediciones del *windup ratio* (TS) y $p < 0,002$ (0,05/30) para las correlaciones entre las series del *windup ratio* (TS) con las puntuaciones totales de la escala y las subescalas del CSI. Los datos fueron analizados usando la versión 24.0 del programa de análisis estadístico SPSS (IBM Corp., Chicago, IL, USA) y el programa AMOS 23.

3. Resultados

3.1 Datos Descriptivos

La muestra estuvo integrada por un total de 262 pacientes, dentro de los cuales 172 fueron mujeres (65,6%) y 90 hombres (34,4%), con una media de edad de 58,59 ($\pm 14,28$), una intensidad promedio del dolor (END) de 6,97 ($\pm 1,92$) y una duración de los síntomas de 67,41 ($\pm 76,53$) meses de promedio. La submuestra en la que se realizaron las pruebas cuantitativo-sensoriales se compuso de 87 participantes, incluyendo 50 mujeres (57,5%) y 37 hombres (42,5%); la media de edad fue de 54,18 ($\pm 12,68$), la intensidad promedio del dolor (END) fue de 6,8 ($\pm 2,13$) y la duración de los síntomas fue de 64,41 ($\pm 73,91$) meses de media. No se observaron diferencias estadísticas significativas en la submuestra de QST comparado con la muestra total de 262 participantes en el sexo ($\chi^2(1) = 1,886$, $p = 0,169$), intensidad del dolor (END) [$t(86) = 0,8772$, $p = 0,3810$, $d = 0,11$] o duración de los síntomas [$t(86) = 0,3185$, $p = 0,7053$, $d = 0,04$]. Sólo se observaron diferencias en la edad [$t(86) = 2,5605$, $p = 0,011$, $d = 0,33$], si bien el tamaño del efecto detectado fue pequeño (Hemphill, 2003).

Tabla 1. Índices de ajuste de los modelos de AFC del CSI en pacientes con dolor crónico (n = 262).

Modelo	χ^2	df	p-valor χ^2	diff χ^2 /df	p-valor diff χ^2 /df	B-S	RMSEA	TLI (NNFI)	CFI
1 factor	778,835	275	0,000		<0,001	0,000	0,08	0,73	0,75
4 factores	663,711	269	0,000	115,124/6	<0,001	0,000	0,08	0,78	0,80
Bifactor	428,929	244	0,000	234,782/25	<0,001	0,002	0,05	0,89	0,91

Nota. χ^2 : chi-cuadrado; df, grados de libertad; diff χ^2 /df, diferencia de χ^2 y df del modelo anterior que muestra el mayor χ^2 ; CFA, Confirmatory Factor Analysis (Análisis Factorial Confirmatorio, AFC); CSI, Central Sensitization Inventory (Inventario de Sensibilización Central); RMSEA, error cuadrático medio; TLI, índice de Tucker-Lewis (también conocido como índice de ajuste no normalizado, NNFI); CFI, índice de ajuste comparativo; B-S, valor p Bollen-Stine. De acuerdo con Schermelleh-Engel et al. (2003): se definen valores de p -valor χ^2 inferiores o iguales a 1 como un buen ajuste del modelo y valores de 0,01 a 0,05 como un ajuste aceptable; valores de RMSEA inferiores o iguales a 0,05 indican un buen ajuste del modelo, valores entre 0,05 y 0,08 como un ajuste adecuado, y valores entre 0,08 y 0,10 como un ajuste mediocre, y valores $>0,10$ no son aceptables; valores del índice de Tucker-Lewis iguales o superiores a 0,97 son considerados como un buen ajuste del modelo y valores iguales o superiores a 0,95 indican un ajuste aceptable del modelo; valores del índice de ajuste comparativo iguales o superiores a 0,97 como buen ajuste del modelo y valores iguales o superiores a 0,95 indican un ajuste aceptable del modelo.

3.2 Validez de Constructo

3.2.1 Análisis Preliminar de los Ítems del Inventario de Sensibilización Central (CSI) y las Medidas Autoinformadas

Se observaron distribuciones no normales en 13 ítems del CSI (ítems 3, 4, 6, 7, 9, 11, 14, 19, 20, 21, 22, 24, 25), en el índice general de la Escala de Catastrofismo ante el Dolor (PCS) y sus dimensiones, y en el índice general de Índice de Sensibilidad a la Ansiedad (ASI) y sus dimensiones somática y cognitiva. Sólo fueron detectados datos atípicos en los ítems 11 y 20 del CSI (z scores $>3,29$; $p < 0,5$). Ninguna de las opciones con las cuales se trató de reducir el impacto de dichos *outliers* supuso un cambio en la normalidad de las distribuciones. En consecuencia, se mantuvieron los valores originales atípicos en la distribución de datos y el consiguiente Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) fue llevado a cabo mediante el procedimiento de *Bootstrapping* (Choi, 2013).

3.2.2 Análisis Factorial Confirmatorio

La prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (0,889) y el test de Esfericidad de Bartlett's [$\chi^2(300) = 2226,418$; $p < 0,001$] mostraron una buena adecuación de la matriz de correlaciones para el análisis factorial. En cuanto al AFC, la Tabla 1 muestra los resultados para cada modelo, mostrando el mejor ajuste para la solución bifactor (RMSEA = 0,05; CFI = 0,91) (Schermelleh-Engel et al, 2003). Además, el modelo bifactor arrojó una significativa mejora comparada con el modelo de 1 factor y el modelo de 4 factores (diferencia χ^2 /df; $p < 0,00001$).

La Tabla 2 muestra las cargas factoriales en el modelo bifactor. Las cargas de aquellos ítems dentro del modelo del Factor General mostraron valores superiores al punto de corte de 0,4 propuesto por Mayer et al. (2012), en un rango entre 0,41 y 0,68, excepto para los ítems 11, 20, 21 y 25. Es importante destacar que los ítems de Síntomas Emocionales dentro del Factor General fueron los que mostraron las mayores cargas factoriales.

3.3 Fiabilidad de la Escala

Los datos de consistencia interna del Inventario de Sensibilización Central igualmente se presentan en la Tabla 2. La puntuación total del CSI (0,898) mostró una buena consistencia interna (Terwee et al, 2007). Además, el α de Cronbach para las subescalas de 4 factores fueron 0,834 para “Síntomas Físicos”, de 0,731 para “Síntomas Emocionales”, de 0,698 para “Síntomas Cefalea/Mandíbula” y de 0,477 para “Síntomas Urológicos”. Los valores Omega variaron de 0,51 a 0,90, indicando buena fiabilidad (Brunner et al, 2012).

3.4 Validez de Criterio

3.4.1 Validez Convergente

Las correlaciones entre el Inventario de Sensibilización Central y las variables psicológicas autoinformadas se presentan en la Tabla 3. Todas las correlaciones fueron altas y positivas, variando entre 0,39 (ASI-somático) y 0,68 (HADS-ansiedad) para la puntuación total (factor general) del CSI. Las correlaciones entre las subescalas del CSI y las variables psicológicas fueron también altas para CSI-síntomas físicos y CSI-síntomas emocionales, variando entre 0,36 y 0,68. Las correlaciones entre las variables psicológicas con el CSI-cefalea/mandíbula y CSI-síntomas urológicos fueron, sin embargo, menores, variando entre 0,17 y 0,49.

3.4.2 Validez Concurrente

Previo al análisis de la concurrencia entre el Inventario de Sensibilización Central y las mediciones del *windup ratio* (WUR), se realizó una detección de datos atípicos (*outliers*) para las puntuaciones del WUR. En la submuestra total de sumación temporal del dolor (n = 87), se identificaron seis valores pinprick como *outliers* (z scores $>3,29$; $p < 0,05$) que fueron tratados como datos perdidos, mientras que los pacientes fueron mantenidos. Igualmente, dado que el WUR no puede calcularse cuando la puntuación única del dolor (en el denominador) tiene un valor numérico de cero,

Tabla 2. Cargas de los ítems en el factor general y en los factores específicos del modelo bifactor (n = 262), Alfa de Cronbach (α) y Omega de McDonald (ω) de las escalas resultantes (n = 262).

Ítems Inventario Sensibilización Central	Modelo bifactor				
	Factor General	Síntomas físicos	Síntomas emocionales	Síntomas ce-falea/mandíbula	Síntomas urológicos
1. Me siento cansado y desanimado cuando me levanto por las mañanas	0,61	0,26			
2. Mis músculos están tensos y doloridos	0,57	0,26			
3. Tengo ataques de pánico	0,41		0,29		
4. Rechino los dientes o aprieto la mandíbula	0,55			0,59	
5. Tengo problemas de diarrea o estreñimiento	0,49	-0,01			
6. Necesito ayuda para realizar mis actividades diarias	0,44	0,48			
7. Soy sensible a la luz brillante	0,53			0,06	
8. Me canso fácilmente cuando estoy físicamente activo	0,55	0,51			
9. Siento dolor en todo mi cuerpo	0,63	0,19			
10. Tengo dolores de cabeza	0,47			0,22	
11. Tengo molestia en mi vejiga o sensación de quemazón al orinar	0,32				0,35
12. No duermo bien	0,49	-0,11			
13. Tengo dificultad para concentrarme	0,67		-0,33		
14. Tengo problemas en la piel como sequedad, picor o sarpullido	0,44	0,04			
15. El estrés hace que mis síntomas físicos empeoren	0,68		0,16		
16. Me siento triste o deprimido	0,63		0,25		
17. Me siento con poca energía	0,67	0,47			
18. Tengo tensión muscular en mi cuello y hombros	0,58	-0,21			
19. Tengo dolor en mi mandíbula	0,56			0,57	
20. Algunos olores, como perfumes, me hacen sentir mareado y con náuseas	0,36			0,03	
21. Tengo que orinar	0,27				0,72
22. Mis piernas se sienten incómodas e inquietas cuando intento dormir por la noche	0,52	0,06			
23. Tengo dificultad para recordar cosas	0,57		-0,56		
24. Sufrí algún trauma cuando era niño(a)	0,41		-0,09		
25. Tengo dolor en mi zona pélvica	0,30				0,20
Alpha de Cronbach (α)	0,898	0,834	0,731	0,698	0,477
Omega de McDonald (ω)	0,900	0,843	0,735	0,711	0,510

las puntuaciones finales del WUR también fueron computadas como datos perdidos. En consecuencia, las puntuaciones medias de las cinco series solo se computaron cuando al menos dos valores individuales de pinprick único eran diferentes de cero. Por tanto, las muestras fueron ligeramente diferentes en cada una de las cinco mediciones de WUR y en la media de WUR (Geber et al, 2011), lo que puede observarse tanto en las correlaciones entre las mediciones (Tabla 4), como en el análisis descriptivo (Tabla 5).

La Tabla 4 muestra las correlaciones entre las cinco series del WUR. Fueron todas significativas, observándose especialmente una fuerte correlación entre la media del WUR y todas las mediciones individuales. De hecho, las 5 mediciones independientes, tomadas de manera conjunta, mostraron una buena consistencia interna ($\alpha = 0,86$). Asimismo, se observaron correlaciones moderadas entre los pares WUR 2/WUR 4 y WUR 4/WUR 5.

Las correlaciones entre el Inventario de Sensibilización Central y las mediciones del *windup ratio* se presentan en la Tabla 5. Se observaron correlaciones con un

Tabla 3. Coeficientes de correlación de Pearson entre la puntuación total y de las subescalas del CSI con otras mediciones psicológicas (n = 262).

	HADS	HADSA	HADSD	PCS	PCSR	PCSM	PCSH	ASI	ASIS	ASIC	ASIs	HSPS	PANAS
CSI total	0,676*	0,681*	0,542*	0,497*	0,410*	0,432*	0,522*	0,443*	0,398*	0,402*	0,403*	0,569*	0,527*
CSI-PS	0,663*	0,626*	0,574*	0,508*	0,414*	0,430*	0,543*	0,420*	0,391*	0,364*	0,380*	0,478*	0,458*
CSI-ED	0,693*	0,692*	0,562*	0,512*	0,423*	0,465*	0,528*	0,436*	0,377*	0,442*	0,360*	0,539*	0,580*
CSI-HS	0,389*	0,492*	0,210*	0,256*	0,215*	0,216*	0,270*	0,283*	0,254*	0,243*	0,278*	0,491*	0,369*
CSI-US	0,300*	0,294*	0,249*	0,195*	0,173*	0,182*	0,191*	0,230*	0,187*	0,210*	0,250*	0,334*	0,255*

Nota. *: Los coeficientes de correlación de Pearson son significativos al nivel 0,0008 (Corrección de Bonferroni); CSI total, puntuación total del CSI; CSI-PS, Síntomas Físicos CSI; CSI-ED, Síntomas emocionales CSI; CSI-HS, Síntomas cefalea/mandíbula CSI; CSI-US, Síntomas urológicos CSI; HADS, Escala HADS para la ansiedad y depresión (puntuación total); HADSA, subescala HADS para la ansiedad; HADSD, subescala HADS para la depresión; PCS, Escala de catastrofismo ante el dolor; PCSR, PCS Rumiación; PCSM, PCS Magnificación; PCSH, PCS Indefensión; ASI, Índice de Sensibilidad a la Ansiedad; ASIS, ASI Somático; ASIC, ASI Cognitivo; ASIs, ASI social; HSPS, Escala de Sensibilidad Sensorial; PANAS, dimensión negativa del Cuestionario de afectividad positiva negativa.

Tabla 4. Coeficientes de correlación de Pearson entre las cinco series de WUR de sumación temporal.

		WUR 1	WUR 2	WUR 3	WUR 4	WUR 5
WUR 1	r	NA				
	N	73				
WUR 2	r	0,540*	NA			
	N	69	76			
WUR 3	r	0,530*	0,585*	NA		
	N	70	72	76		
WUR 4	r	0,396*	0,678*	0,443*	NA	
	N	70	73	74	78	
WUR 5	r	0,451*	0,529*	0,473*	0,632*	NA
	N	71	75	74	75	78
Media WUR	r	0,727*	0,825*	0,700*	0,858*	0,827*
	N	73	75	76	78	78

Nota. *: Las correlaciones del coeficiente de Pearson (r) son significativas al nivel 0,003 (Corrección de Bonferroni). WUR, windup ratio; NA, No aplicable. Cada correlación tiene muestras diferentes en función del número de pacientes que responden 0 en la valoración individual del dolor pinprick y de los valores atípicos (outliers) tratados como datos omitidos.

valor p inferior a 0,01 únicamente entre la subescala de síntomas físicos del CSI (*CSI Physical Symptoms*, CSI-PS) y la primera serie del WUR, y entre la subescala de síntomas emocionales (*CSI Emotional Distress*, CSI-ED) y la primera y quinta serie del WUR, respectivamente. Sin embargo, estas correlaciones estuvieron lejos de ser significativas una vez aplicada la corrección de Bonferroni ($p < 0,002$).

Finalmente, el análisis de la curva ROC no mostró asociaciones significativas para la media del WUR (área bajo la curva (AUC) = 0,606; $p = 0,103$) teniendo en cuenta la variable dicotómica del CSI (<40 = no CS; ≥ 40 = sí CS), donde 38 de los pacientes estuvieron por debajo y 43 por encima del punto de corte de 40 (los datos se presentan en la Tabla 6, Fig. 1). Dentro de las series individuales del WUR, la quinta la que se mostró más cercana a la significación (AUC = 0,621; $p = 0,063$) con 38 pacientes por debajo y 42 por encima del punto de corte de 40.

4. Discusión

Los hallazgos de este estudio contribuyen a la comprensión de las propiedades psicométricas y la validez de criterio de la versión española del Inventario de Sensibilización Central y, en consecuencia, al conocimiento en cuanto a su potencial para medir la sensibilización central. Nuestros datos sugieren, en concordancia con investigaciones previas (p.ej. [Adams et al, 2023](#)), que la versión española del CSI es más adecuada para evaluar los aspectos cognitivo-emocionales de la CS que los factores fisiológicos.

El AFC apoyó la estructura bifactor como la mejor solución para la versión española, en contraste con el estudio original de validación al español sobre 395 sujetos llevado a cabo por Cuesta-Vargas et al. (2016), pero en la línea con un segundo gran estudio en una muestra agrupada de varios países ($n = 1033$) de Cuesta-Vargas et al. (2018), o

Tabla 5. Análisis descriptivo de los diferentes windup ratio de sumación temporal y su coeficiente de correlación de Pearson con el CSI (puntuación total y los diferentes factores).

	Análisis descriptivo del WUR					Correlación de Pearson entre el CSI y las mediciones del <i>windup ratio</i>				
	n	Media	DS	Asimetría	Curtosis	Puntuación total	CSI-PS	CSI-ED	CSI-HS	CSI-US
WUR 1	73	2,5766	1,67009	1,666	2,967	0,271	0,314 [†]	0,294 [†]	−0,001	0,171
WUR 2	76	2,2513	1,36147	1,515	2,955	0,218	0,211	0,249	0,093	0,104
WUR 3	76	2,4974	1,52067	1,665	2,927	0,149	0,153	0,132	0,087	0,075
WUR 4	79	2,7912	2,11241	1,864	2,958	0,150	0,175	0,155	−0,004	0,109
WUR 5	80	2,9942	2,03916	1,648	2,756	0,253	0,220	0,325	0,096	0,144
Media WUR	81	2,7230	1,53685	1,478	2,075	0,225	0,213	0,267 [†]	0,077	0,133

Nota. [†]: Las correlaciones del coeficiente de Pearson son significativas al nivel 0,01; WUR, windup ratio (el número indica la serie); Media WUR, media de las cinco series de windup ratio; CSI-PS, síntomas físicos del CSI; CSI-ED, síntomas emocionales del CSI; CSI-HS, síntomas cefalea/mandíbula del CSI; CSI-US, síntomas urológicos del CSI. No se apreciaron correlaciones significativas al nivel de 0,002 (Corrección de Bonferroni).

Tabla 6. Resultados del análisis de la curva ROC entre el punto de corte de 40 del CSI y el windup ratio de sumación temporal.

	N (total)	N = punto de corte <40	N = punto de corte ≥40	AUC	Sig.
WUR 1	73	34	39	0,538	0,573
WUR 2	76	37	39	0,576	0,255
WUR 3	76	35	41	0,541	0,542
WUR 4	79	37	42	0,547	0,470
WUR 5	80	38	42	0,621	0,063
Media WUR	81	38	43	0,606	0,103

Nota. WUR, windup ratio; ROC, curva característica operativa del receptor; AUC, área bajo la curva; Sig., significación (*p* valor).

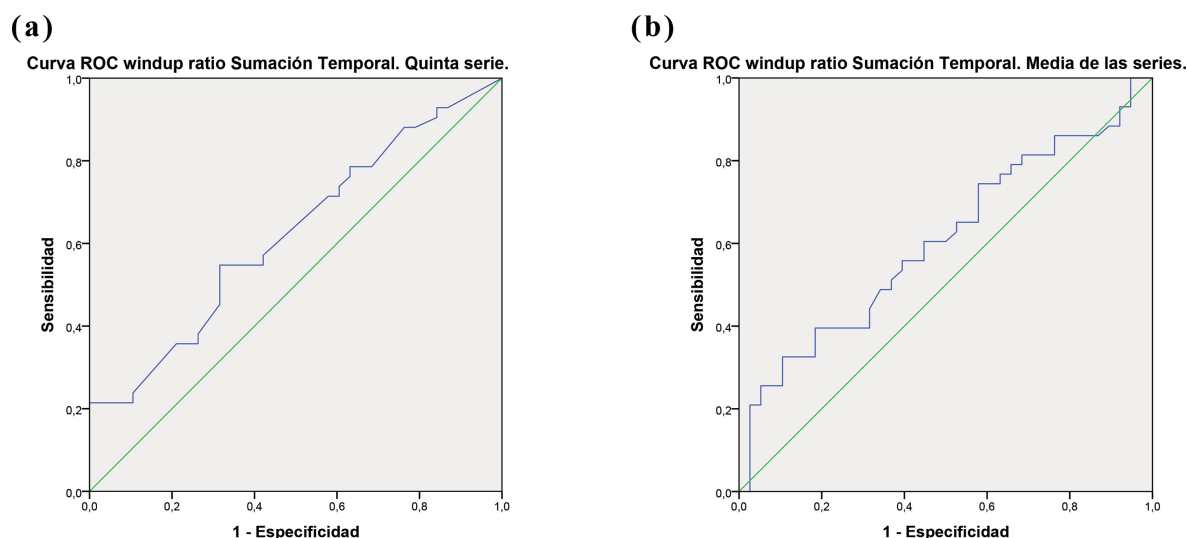


Fig. 1. Curva ROC entre el punto de corte de 40 del CSI y la quinta serie (a) -izquierda- y media de las series (b) -derecha- del *windup ratio* (WUR).

con la adaptación al alemán de Klute et al. (2021). El modelo bifactor se ajustó mejor que otros modelos, sugiriendo la existencia de cuatro factores latentes (Síntomas Físicos, Síntomas Emocionales, Síntomas Cefalea/Mandíbula, Síntomas Urológicos) que engloban características específicas,

junto con un factor general que agrupa lo que es común a la sensibilización central. Como era de esperar, las cargas factoriales para el factor general de los ítems que examinan las concomitancias psicológicas de la CS fueron significativamente mayores que las de aquellos ítems que examinaban

los síntomas fisiológicos. Esto nos lleva a cuestionarnos la verdadera naturaleza de este factor general que está teóricamente destinado a medir la CS (Adams et al, 2023).

En cuanto a la concurrencia entre las puntuaciones del Inventario de Sensibilización Central (CSI) y los resultados de la sumación temporal, aunque encontramos correlaciones con valores de probabilidad inferiores a 0,01 entre el factor emocional del instrumento (CSI-ED) y la primera y quinta serie de WUR, no fueron significativas una vez aplicada la corrección de Bonferroni. Además, al utilizar el punto de corte de 40 puntos del CSI como criterio para determinar la presencia o ausencia de sensibilización central, la curva ROC mostró una asociación no significativa con cualquier medición de WUR. El mejor rendimiento se observó en los modelos correspondientes a la quinta serie y la media de WUR. En general, estos hallazgos demostraron una capacidad limitada del CSI para predecir la sumación temporal, lo que refuerza la idea de la debilidad de esta herramienta para correlacionarse con pruebas psicofísicas, enfocándose más en características psicológicas. En particular, esta capacidad fue claramente insuficiente al utilizar el CSI para propósitos de clasificación binaria. Este aspecto del CSI puede interpretarse como una nueva evidencia de la falta de comprensión canónica de la sensibilización central, según lo afirmado por Adams et al. (2023).

La puntuación total (factor general) del Inventario de Sensibilización Central arrojó correlaciones positivas y significativas (por encima del 0,5 en la mayoría de los casos) con todas las variables psicológicas comúnmente identificadas como estrechamente vinculadas con la sensibilización central ($p < 0,01$), particularmente con las subescalas de ansiedad y depresión de la escala HADS. Diversos estudios han analizado previamente la relación entre el CSI y variables psicológicas relevantes, junto con la evaluación cuantitativo-sensorial en diferentes tipos de dolor (Cliton Bezerra et al, 2021; Matesanz-García et al, 2022; Proença et al, 2021). Los autores concluyeron que el CSI está sustancialmente relacionado con las variables psicológicas en comparación con la sumación temporal o con cualquier otra forma de evaluación cuantitativo-sensorial. Adams et al. (2023) llegaron a las mismas conclusiones, señalando que los constructos psicológicos (como la depresión, la ansiedad y el catastrofismo ante el dolor, entre otros) están fuertemente correlacionados con el CSI. No encontraron ninguna relación con otras pruebas de evaluación cuantitativo-sensorial para la sensibilización central, como los umbrales de dolor a la presión, la modulación condicionada del dolor o la sumación temporal del dolor (Adams et al, 2023). Mientras que, en contraste con el estudio de Greig Adams, un metaanálisis muy reciente realizado por uno de los principales investigadores en el campo encontró cierta concordancia entre el CSI y la Evaluación Sensorial Cuantitativa (Neblett et al, 2024), en el caso de la sumación temporal las correlaciones y la fuerza de los tamaños del efecto observados fueron bajos, y no se real-

izó ningún análisis de correlación con medidas psicológicas. En línea con los hallazgos de nuestro estudio, aclaran que no se pretende ‘diagnosticar’ la sensibilización central con el Inventario de Sensibilización Central, sino más bien, en sus propias palabras, ‘solo proporciona información subjetiva sobre los síntomas que se cree están asociados con la sensibilización central y los trastornos relacionados con la sensibilización central [...] la intención original era alertar a los clínicos de que una evaluación adicional de la sensibilización central podría estar justificada si las puntuaciones del CSI son elevadas’ (Neblett et al, 2024).

Nuestros datos sugieren que la versión española del Inventario de Sensibilización Central, al igual que la herramienta original y sus sucesivas adaptaciones a otros idiomas, no mide estrictamente los aspectos fisiológicos de la sensibilización central, sino más bien una alteración psicológica que habitualmente acompaña la CS o, en palabras de Adams et al. (2023), “una hipervigilancia psicológica que aumenta la respuesta de las neuronas nociceptivas”. Varios de nuestros hallazgos apoyan esto. En primer lugar, hemos encontrado que las cargas factoriales son mayores en aquellos ítems que miden los síntomas psicológicos de la CS. En segundo lugar, no se hallaron correlaciones entre el CSI y las mediciones del *windup ratio*. Además, esta idea se apoya en el hecho de que la curva ROC no mostrara asociaciones significativas con ninguna medición del WUR, y que sí se observaran correlaciones positivas y significativas con todas las mediciones psicológicas.

Por otra parte, este estudio presenta varias limitaciones que deben considerarse. En primer lugar, habría sido ideal contar con una muestra mayor de pacientes con dolor leve o con sujetos sanos. Esto habría permitido evaluar mejor el potencial de la escala para fines clasificatorios, ya que dicha escala podría ser capaz de discriminar únicamente entre pacientes sanos y aquellos con dolor crónico, como lo señaló recientemente Adams et al. (2023). En segundo lugar, en cuanto al manejo de la muestra, se ha tratado a los participantes como un grupo homogéneo de personas con dolor crónico. Una muestra más amplia y con una representación adecuada de diferentes tipos de dolor crónico podría aumentar la validez externa del estudio, mejorar el poder de la solución factorial y hacerla comparable con las muestras utilizadas en estudios de países agrupados, aunque estas no se limiten a una sola población hablante, como es el caso de este estudio. Tercero, a pesar de que la sumación temporal es la más importante entre las medidas sustitutivas de la sensibilización central, hasta ahora es imposible medir directamente la CS (Quesada et al, 2021). Por tanto, está todavía por llegar un método óptimo que sea capaz de evaluar la validez de constructo del Inventario de Sensibilización Central como un indicador preciso de la CS en humanos. Finalmente, el diseño del estudio fue transversal, con un único día de evaluación. Futuros estudios con un diseño de cohortes y evaluaciones repetidas deberían llevarse a cabo. En conclusión, nuestro estudio contribuye a

la literatura emergente que evidencia que el CSI no debería ser una medición canónica de la CS (Adams et al, 2023; Cliton Bezerra et al, 2021; Matesanz-García et al, 2022).

La versión española del CSI exhibe correlaciones notables con mediciones psicológicas y una dudosa capacidad predictiva para la evaluación de la sumación temporal del dolor. Es posible que este instrumento sea más apropiado para evaluar aspectos relacionados con la sensibilización cognitivo-emocional o la hipervigilancia, antes que con alteraciones fisiológicas asociadas con la sensibilización. A este respecto, y considerando el contexto de los diferentes profesionales involucrados en el manejo del paciente con dolor crónico, el CSI puede ser tanto apropiado como aplicable para evaluar la presencia de CS en la práctica clínica. Por tanto, puede considerarse una herramienta relevante no solo en contextos médicos, sino también en otros contextos sanitarios, como aquellos en los que los psicólogos especialistas en este tipo de pacientes desempeñan un papel fundamental en la comprensión de la sensibilización central. Por ejemplo, es importante tener en cuenta que las puntuaciones altas del CSI en supervivientes de cáncer se correlacionan con altos niveles de catastrofismo (De Groef et al, 2017; De Groef et al, 2018). De igual manera, se ha demostrado la validez convergente del instrumento con mediciones específicas de la severidad de la fibromialgia, una enfermedad con una alta carga cognitivo-emocional.

5. Conclusión

En conclusión, recomendamos usar con precaución este instrumento a la hora de medir la sensibilización central y siempre desde un abordaje multimétodo. En nuestra opinión, en el campo de las mediciones autoinformadas existe una necesidad urgente de desarrollar métodos más adecuados de evaluación de la CS, especialmente en relación con los recientes descubrimientos sobre su verdadera naturaleza. Mientras tanto, el CSI está diseñado como una herramienta útil para identificar, dentro de la evaluación clínica de los pacientes con dolor crónico, a aquellos que exhiben una sensibilización cognitivo-emocional particularmente significativa — una característica común del dolor nociplástico, impulsado principalmente por la sensibilización central — sirviendo como un indicador que justifique una evaluación adicional del componente fisiológico (Fitzcharles et al, 2021; Neblett et al, 2024; Nijs et al, 2021b).

Disponibilidad de Datos y Materiales

Los conjuntos de datos generados y analizados durante el presente estudio están disponibles en el repositorio OSF, en el siguiente enlace permanente: <https://osf.io/2x3rd/>.

Contribuciones de los Autores

Diseño del estudio: MALdP, JLGG y ALL; muestreo y evaluación: MALdP; análisis de datos: MALdP y JLGG;

contribuciones sustanciales a la adquisición, análisis o interpretación de los datos para el trabajo: JHV, CC; supervisión del trabajo y redacción del manuscrito original: todos los autores (MALdP, JLGG, JHV, CC, ALL). Todos los autores contribuyeron a las revisiones editoriales del manuscrito. Todos los autores leyeron y aprobaron la versión final del manuscrito. Todos los autores han participado suficientemente en el trabajo y aceptan responsabilizarse de todos los aspectos del mismo.

Aprobación Ética y Consentimiento Informado

El estudio fue realizado de acuerdo con la Declaración de Helsinki. Investigación aprobada por el Comité de Ética del Hospital Universitario de Móstoles (30-06-2021, número de aprobación 2020/048).

Agradecimientos

Los autores agradecen la participación de todos los pacientes y la ayuda de todo el equipo de la Unidad del Dolor del Hospital Universitario de Móstoles.

Financiación

Esta investigación no recibió financiación externa.

Conflicto de Intereses

Los autores declaran no tener conflictos de interés.

Material Suplementario

El material suplementario asociado con este artículo se puede encontrar, en la versión en línea, en <https://doi.org/10.31083/BP45892>.

Referencias

- Adams GR, Gandhi W, Harrison R, van Reekum CM, Wood-Anderson D, Gilron I, et al. Do “central sensitization” questionnaires reflect measures of nociceptive sensitization or psychological constructs? A systematic review and meta-analyses. *Pain*. 2023; 164: 1222–1239. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000002830>
- Andias R, Silva AG. Cross-Cultural Adaptation and Psychometric Properties of the European Portuguese Version of the Central Sensitization Inventory in Adolescents With Musculoskeletal Chronic Pain. *Pain Practice: the Official Journal of World Institute of Pain*. 2020; 20: 480–490. <https://doi.org/10.1111/papr.12875>
- Arendt-Nielsen L, Morlion B, Perrot S, Dahan A, Dickenson A, Kress HG, et al. Assessment and manifestation of central sensitisation across different chronic pain conditions. *European Journal of Pain (London, England)*. 2018; 22: 216–241. <https://doi.org/10.1002/ejp.1140>
- Avellanal M, Riquelme I, Díaz-Regañón G. Quantitative Sensory Testing in pain assesment and treatment. Brief review and algorithmic management proposal. *Revista Es-*

- panola De Anestesiologia Y Reanimacion. 2020; 67: 187–194. <https://doi.org/10.1016/j.redar.2020.01.006>
- Brunner M, Nagy G, Wilhelm O. A tutorial on hierarchically structured constructs. *Journal of Personality*. 2012; 80: 796–846. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00749.x>
- Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (2nd ed.). In *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. 2nd edn. Routledge/Taylor & Francis Group: New York. 2010. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Caumo W, Antunes LC, Elkfury JL, Herbstrith EG, Busanello Sipmann R, Souza A, et al. The Central Sensitization Inventory validated and adapted for a Brazilian population: psychometric properties and its relationship with brain-derived neurotrophic factor. *Journal of Pain Research*. 2017; 10: 2109–2122. <https://doi.org/10.2147/JPR.S131479>
- Chiarotto A, Viti C, Sulli A, Cutolo M, Testa M, Piscitelli D. Cross-cultural adaptation and validity of the Italian version of the Central Sensitization Inventory. *Musculoskeletal Science & Practice*. 2018; 37: 20–28. <https://doi.org/10.1016/j.msksp.2018.06.005>
- Choi Y. An examination of the validity of the Central Sensitization Inventory with chronic disabling occupational musculoskeletal disorders [Tesis Doctoral]. University of Texas at Arlington. 2013.
- Cliton Bezerra M, Valentim Bittencourt J, Reis FJJ, de Almeida RS, Meziat-Filho NAM, Nogueira LAC. Central Sensitization Inventory is a useless instrument for detection of the impairment of the conditioned pain modulation in patients with chronic musculoskeletal pain. *Joint Bone Spine*. 2021; 88: 105127. <https://doi.org/10.1016/j.jbspin.2020.105127>
- Courtney CA, Fernández-de-Las-Peñas C, Bond S. Mechanisms of chronic pain - key considerations for appropriate physical therapy management. *The Journal of Manual & Manipulative Therapy*. 2017; 25: 118–127. <https://doi.org/10.1080/10669817.2017.1300397>
- Cuesta-Vargas AI, Neblett R, Chiarotto A, Kregel J, Nijs J, van Wilgen CP, et al. Dimensionality and Reliability of the Central Sensitization Inventory in a Pooled Multicountry Sample. *The Journal of Pain*. 2018; 19: 317–329. <https://doi.org/10.1016/j.jpain.2017.11.006>
- Cuesta-Vargas AI, Roldan-Jimenez C, Neblett R, Gatchel RJ. Cross-cultural adaptation and validity of the Spanish central sensitization inventory. *SpringerPlus*. 2016; 5: 1837. <https://doi.org/10.1186/s40064-016-3515-4>
- De Groef A, Meeus M, De Vrieze T, Vos L, Van Kampen M, Christiaens MR, et al. Pain characteristics as important contributing factors to upper limb dysfunctions in breast cancer survivors at long term. *Musculoskeletal Science & Practice*. 2017; 29: 52–59. <https://doi.org/10.1016/j.msksp.2017.03.005>
- De Groef A, Meeus M, De Vrieze T, Vos L, Van Kampen M, Geraerts I, et al. Unraveling Self-Reported Signs of Central Sensitization in Breast Cancer Survivors with Upper Limb Pain: Prevalence Rate and Contributing Factors. *Pain Physiology*. 2018; 21: E247–E256.
- den Boer C, Dries L, Terluin B, van der Wouden JC, Blankenstein AH, van Wilgen CP, et al. Central sensitization in chronic pain and medically unexplained symptom research: A systematic review of definitions, operationalizations and measurement instruments. *Journal of Psychosomatic Research*. 2019; 117: 32–40. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.12.010>
- Díaz-García A, González-Robles A, Mor S, Mira A, Quero S, García-Palacios A, et al. Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): psychometric properties of the online Spanish version in a clinical sample with emotional disorders. *BMC Psychiatry*. 2020; 20: 56. <https://doi.org/10.1186/s12888-020-2472-1>
- Düzce Keleş E, Birtane M, Ekuklu G, Kılınçer C, Çalıyurt O, Taştekin N, et al. Validity and reliability of the Turkish version of the central sensitization inventory. *Archives of Rheumatology*. 2021; 36: 518–526. <https://doi.org/10.46497/ArchRheumatol.2022.8665>
- Feng B, Hu X, Lu WW, Wang Y, Ip WY. Cultural Validation of the Chinese Central Sensitization Inventory in Patients with Chronic Pain and its Predictive Ability of Comorbid Central Sensitivity Syndromes. *Journal of Pain Research*. 2022; 15: 467–477. <https://doi.org/10.2147/JPR.S348842>
- Fitzcharles MA, Cohen SP, Clauw DJ, Littlejohn G, Usui C, Häuser W. Nociceptive pain: towards an understanding of prevalent pain conditions. *Lancet (London, England)*. 2021; 397: 2098–2110. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)00392-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)00392-5)
- García Campayo J, Rodero B, Alda M, Sobradie N, Montero J, Moreno S. Validation of the Spanish version of the Pain Catastrophizing Scale in fibromyalgia. *Medicina Clínica*. 2008; 131: 487–492. <https://doi.org/10.1157/13127277> (En Español)
- Geber C, Klein T, Azad S, Birklein F, Gierthmühlen J, Hüge V, et al. Test-retest and interobserver reliability of quantitative sensory testing according to the protocol of the German Research Network on Neuropathic Pain (DFNS): a multi-centre study. *Pain*. 2011; 152: 548–556. <https://doi.org/10.1016/j.pain.2010.11.013>
- Gervais-Hupé J, Pollice J, Sadi J, Carlesso LC. Validity of the central sensitization inventory with measures of sensitization in people with knee osteoarthritis. *Clinical Rheumatology*. 2018; 37: 3125–3132. <https://doi.org/10.1007/s10067-018-4279-8>
- Hemphill JF. Interpreting the magnitudes of correlation coefficients. *The American Psychologist*. 2003; 58: 78–79. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.58.1.78>
- Hoegh M. Pain Science in Practice (Part 4): *Central Sensitization I*. *The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*. 2023aa; 53: 1–4. <https://doi.org/10.2519/jospt.2023.11569>
- Hoegh M. Pain Science in Practice (Part 5): *Central Sensitization II*. *The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*. 2023bb; 53: 55–58.

<https://doi.org/10.2519/jospt.2023.11571>

- Ide K, Yasuda T, Hasegawa T, Yamato Y, Yoshida G, Banno T, et al. Evaluation of the Central Sensitization Inventory Score in elderly adults with musculoskeletal examination. *Modern Rheumatology*. 2021; 31: 885–889. <https://doi.org/10.1080/14397595.2020.1822983>
- Kennedy DL, Kemp HI, Ridout D, Yarnitsky D, Rice ASC. Reliability of conditioned pain modulation: a systematic review. *Pain*. 2016; 157: 2410–2419. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000000689>
- Kilic AF, Dogan N. Comparison of confirmatory factor analysis estimation methods on mixed-format data. *International Journal of Assessment Tools in Education*. 2021; 8: 21–37. <https://doi.org/10.21449/ijate.782351>
- Kilic A, Uysal İ, Atar B. Comparison of Confirmatory Factor Analysis Estimation Methods on Binary Data. *International Journal of Assessment Tools in Education*. 2020; 7: 451–487. <https://doi.org/10.21449/ijate.660353>
- Kim MS, Koh IJ, Kim CK, Choi KY, Kim CY, In Y. Cross-cultural adaptation and validation of the Korean version of the Central Sensitization Inventory in patients undergoing total knee arthroplasty for knee osteoarthritis. *PloS One*. 2020; 15: e0242912. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242912>
- Klute M, Laekeman M, Kuss K, Petzke F, Dieterich A, Leha A, et al. Cross-cultural adaptation and validation of the German Central Sensitization Inventory (CSIGE). *BMC Musculoskeletal Disorders*. 2021; 22: 708. <https://doi.org/10.1186/s12891-021-04481-5>
- Kregel J, Vuijk PJ, Descheemaecker F, Keizer D, van der Noord R, Nijs J, et al. The Dutch Central Sensitization Inventory (CSI): Factor Analysis, Discriminative Power, and Test-Retest Reliability. *The Clinical Journal of Pain*. 2016; 32: 624–630. <https://doi.org/10.1097/AJP.0000000000000306>
- Le Bars D, Dickenson AH, Besson JM. Diffuse noxious inhibitory controls (DNIC). I. Effects on dorsal horn convergent neurones in the rat. *Pain*. 1979a; 6: 283–304. [https://doi.org/10.1016/0304-3959\(79\)90049-6](https://doi.org/10.1016/0304-3959(79)90049-6)
- Le Bars D, Dickenson AH, Besson JM. Diffuse noxious inhibitory controls (DNIC). II. Lack of effect on non-convergent neurones, supraspinal involvement and theoretical implications. *Pain*. 1979b; 6: 305–327. [https://doi.org/10.1016/0304-3959\(79\)90050-2](https://doi.org/10.1016/0304-3959(79)90050-2)
- Le Bars D, Villanueva L, Bouhassira D, Willer JC. Diffuse noxious inhibitory controls (DNIC) in animals and in man. *Patologicheskaja Fiziologija i Eksperimental'naja Terapija*. 1992; 55–65.
- Le Bars D, Willer JC. Diffuse Noxious Inhibitory Controls (DNIC). *The Senses: A Comprehensive Reference*. 2008; 5: 763–773. <https://doi.org/10.1016/B978-012370880-9.00193-6>
- Matesanz-García L, Cuenca-Martínez F, Simón AI, Cecilia D, Goicoechea-García C, Fernández-Carnero J, et al. Signs Indicative of Central Sensitization Are Present but Not Associated with the Central Sensitization Inventory in Patients with Focal Nerve Injury. *Journal of Clinical Medicine*. 2022; 11: 1075. <https://doi.org/10.3390/jcm11041075>
- Mayer TG, Neblett R, Cohen H, Howard KJ, Choi YH, Williams MJ, et al. The development and psychometric validation of the central sensitization inventory. *Pain Practice: the Official Journal of World Institute of Pain*. 2012; 12: 276–285. <https://doi.org/10.1111/j.1533-2500.2011.00493.x>
- Mücke M, Cuhls H, Radbruch L, Baron R, Maier C, Tölle T, et al. Quantitative sensory testing (QST). English version. *Schmerz (Berlin, Germany)*. 2021; 35: 153–160. <https://doi.org/10.1007/s00482-015-0093-2>
- Myers ND, Ahn S, Jin Y. Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: a Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*. 2011; 82: 412–423. <https://doi.org/10.1080/02701367.2011.10599773>
- Neblett R, Cohen H, Choi Y, Hartzell MM, Williams M, Mayer TG, et al. The Central Sensitization Inventory (CSI): establishing clinically significant values for identifying central sensitivity syndromes in an outpatient chronic pain sample. *The Journal of Pain*. 2013; 14: 438–445. <https://doi.org/10.1016/j.jpain.2012.11.012>
- Neblett R, Hartzell MM, Cohen H, Mayer TG, Williams M, Choi Y, et al. Ability of the central sensitization inventory to identify central sensitivity syndromes in an outpatient chronic pain sample. *The Clinical Journal of Pain*. 2015; 31: 323–332. <https://doi.org/10.1097/AJP.0000000000000113>
- Neblett R, Sanabria-Mazo JP, Luciano JV, Mirčić M, Čolović P, Bojanić M, et al. Is the Central Sensitization Inventory (CSI) associated with quantitative sensory testing (QST)? A systematic review and meta-analysis. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*. 2024; 161: 105612. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2024.105612>
- Nijs J, George SZ, Clauw DJ, Fernández-de-Las-Peñas C, Kosek E, Ickmans K, et al. Central sensitisation in chronic pain conditions: latest discoveries and their potential for precision medicine. *The Lancet. Rheumatology*. 2021a; 3: e383–e392. [https://doi.org/10.1016/S2665-9913\(21\)00032-1](https://doi.org/10.1016/S2665-9913(21)00032-1)
- Nijs J, Lahousse A, Kapreli E, Bilika P, Saraçoğlu İ, Malfliet A, et al. Nociceptive Pain Criteria or Recognition of Central Sensitization? Pain Phenotyping in the Past, Present and Future. *Journal of Clinical Medicine*. 2021b; 10: 3203. <https://doi.org/10.3390/jcm10153203>
- Pitance L, Piraux E, Lannoy B, Meeus M, Berquin A, Eeckhout C, et al. Cross cultural adaptation, reliability and validity of the French version of the central sensitization inventory. *Manual Therapy*. 2016; 25: e83–e84. <https://doi.org/10.1016/j.math.2016.05.139>
- Proença JDS, Baad-Hansen L, Braido GVDV, Mercante FG, Campi LB, Gonçalves DADG. Lack of correlation between central sensitization inventory and psychophysical measures of central sensitization in individuals with painful temporomandibular disorder. *Archives of Oral Biology*. 2021; 124: 105063. <https://doi.org/10.1016/j.archoralbio.2021.105063>
- Pud D, Granovsky Y, Yarnitsky D. The methodology of experimentally induced diffuse noxious inhibitory control (DNIC)-like effect in humans. *Pain*. 2009; 144: 16–19.

- <https://doi.org/10.1016/j.pain.2009.02.015>
- Quesada C, Kostenko A, Ho I, Leone C, Nochi Z, Stouffs A, et al. Human surrogate models of central sensitization: A critical review and practical guide. *European Journal of Pain* (London, England). 2021; 25: 1389–1428. <https://doi.org/10.1002/ejp.1768>
- Quintana JM, Padierna A, Esteban C, Arostegui I, Bilbao A, Ruiz I. Evaluation of the psychometric characteristics of the Spanish version of the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 2003; 107: 216–221. <https://doi.org/10.1034/j.1600-0447.2003.00062.x>
- Roldán-Jiménez C, Pajares B, Iglesias Campos M, Trinidad-Fernández M, Gutiérrez-Sánchez D, Ribelles N, et al. Structural validity and reliability of the Spanish Central Sensitization Inventory in breast cancer survivors. *Pain Practice: the Official Journal of World Institute of Pain*. 2021; 21: 740–746. <https://doi.org/10.1111/papr.13009>
- Rolke R, Baron R, Maier C, Tölle TR, Treede DR, Beyer A, et al. Quantitative sensory testing in the German Research Network on Neuropathic Pain (DFNS): standardized protocol and reference values. *Pain*. 2006a; 123: 231–243. <https://doi.org/10.1016/j.pain.2006.01.041>
- Rolke R, Magerl W, Campbell KA, Schalber C, Caspari S, Birklein F, et al. Quantitative sensory testing: a comprehensive protocol for clinical trials. *European Journal of Pain* (London, England). 2006b; 10: 77–88. <https://doi.org/10.1016/j.ejpain.2005.02.003>
- Sandin B, Chorot P, McNally RJ. Validation of the spanish version of the Anxiety Sensitivity Index in a clinical sample. *Behaviour Research and Therapy*. 1996; 34: 283–290. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(95\)00074-7](https://doi.org/10.1016/0005-7967(95)00074-7)
- Schermelleh-Engel K, Moosbrugge H, Müller H. Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research*. 2003; 8: 23–74. <https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>
- Schuttert I, Wolff AP, Schiphorst Preuper RHR, Malmberg AGGA, Reneman MF, Timmerman H. Validity of the Central Sensitization Inventory to Address Human Assumed Central Sensitization: Newly Proposed Clinically Relevant Values and Associations. *Journal of Clinical Medicine*. 2023; 12: 4849. <https://doi.org/10.3390/jcm12144849>
- Smolewska KA, McCabe SB, Woody EZ. A psychometric evaluation of the Highly Sensitive Person Scale: The components of sensory-processing sensitivity and their relation to the BIS/BAS and “Big Five”. *Personality and Individual Differences*. 2006; 40: 1269–1279. <https://doi.org/10.1016/J.PAID.2005.09.022>
- Terwee CB, Bot SDM, de Boer MR, van der Windt DAWM, Knol DL, Dekker J, et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*. 2007; 60: 34–42. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>
- Villafañe JH, Cleland JA, Fernandez-de-Las-Peñas C. Bilateral sensory effects of unilateral passive accessory mobilization in patients with thumb carpometacarpal osteoarthritis. *Journal of Manipulative and Physiological Therapeutics*. 2013; 36: 232–237. <https://doi.org/10.1016/j.jmpt.2013.05.008>
- Villafañe JH, Valdes K, Pedersini P, Berjano P. Osteoarthritis: a call for research on central pain mechanism and personalized prevention strategies. *Clinical Rheumatology*. 2019; 38: 583–584. <https://doi.org/10.1007/s10067-018-4270-4>
- Villanueva L, Bouhassira D, Le Bars D. The medullary subnucleus reticularis dorsalis (SRD) as a key link in both the transmission and modulation of pain signals. *Pain*. 1996; 67: 231–240. [https://doi.org/10.1016/0304-3959\(96\)03121-1](https://doi.org/10.1016/0304-3959(96)03121-1)
- von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The strengthening the reporting of observational studies in epidemiology (STROBE) statement: Guidelines for reporting observational studies. *International Journal of Surgery*. 2014; 12: 1495–1499. <https://doi.org/10.1016/j.ijsu.2014.07.013>
- Weaver KR, Griffioen MA, Klinedinst NJ, Galik E, Duarte AC, Colloca L, et al. Quantitative Sensory Testing Across Chronic Pain Conditions and Use in Special Populations. *Frontiers in Pain Research* (Lausanne, Switzerland). 2022; 2: 779068. <https://doi.org/10.3389/fpain.2021.779068>
- Wolf EJ, Harrington KM, Clark SL, Miller MW. Sample Size Requirements for Structural Equation Models: An Evaluation of Power, Bias, and Solution Propriety. *Educational and Psychological Measurement*. 2013; 76: 913–934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
- Woolf CJ. Central sensitization: implications for the diagnosis and treatment of pain. *Pain*. 2011; 152: S2–S15. <https://doi.org/10.1016/j.pain.2010.09.030>
- Yarnitsky D. Conditioned pain modulation (the diffuse noxious inhibitory control-like effect): its relevance for acute and chronic pain states. *Current Opinion in Anaesthesiology*. 2010; 23: 611–615. <https://doi.org/10.1097/ACO.0b013e32833c348b>
- Yarnitsky D. Role of endogenous pain modulation in chronic pain mechanisms and treatment. *Pain*. 2015; 156 Suppl 1: S24–S31. <https://doi.org/10.1097/01.j.pain.0000460343.46847.58>