

**UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE MEDICINA**



TESIS DOCTORAL

**Versión Española de la Escala de Constant. Validación y
Adaptación Transcultural. Establecimiento de los valores de
referencia para la población Española**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Daniel Garríguez Pérez

DIRIGIDA POR

Yaiza Lópiz Morales

Madrid

© Daniel Garríguez Pérez, 2025

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE MEDICINA



TESIS DOCTORAL

Versión Española de la Escala de Constant.
Validación y Adaptación Transcultural.
Establecimiento de los valores de referencia para la población Española.

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Daniel Garríguez Pérez

DIRECTORA

Yaiza López Morales

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE MEDICINA

Programa de Doctorado Investigación en
Ciencias Médico-Quirúrgicas



TESIS DOCTORAL

Versión Española de la Escala de Constant.
Validación y Adaptación Transcultural.
Establecimiento de los valores de referencia para la población Española.

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Daniel Garríguez Pérez

DIRECTORA

Yaiza López Morales

AGRADECIMIENTOS

Culmina una etapa muy significativa en mi vida, un hito de mi carrera profesional y académica. Durante este periodo y en los años previos, muchas personas han sido participes en moldear el camino que me ha llevado hasta aquí, aunque con la extensión que me permiten estas líneas solo puedo agradecerse a unas pocas, aquellas que considero como pilares fundamentales en mi vida y en el proceso de realizar esta tesis doctoral.

En primer lugar, a mi mujer, Alba, que ha soportado mis horas y días de ausencia por la naturaleza de mi trabajo y por la envergadura de este proyecto, apoyándome y dándome cariño, ánimo y fuerza para continuar. Gracias por acompañarme, ayudarme y ser parte de este y muchos otros proyectos ya terminados y aún por empezar.

A mi padre, José Luis, quien me ha contagiado al menos parte de su curiosidad infinita y visión crítica, ambas imprescindibles para investigar, y me ha puesto en la senda de ámbitos del conocimiento muy distintos al de mi profesión. Aunque odies la palabra, gracias por tu resiliencia durante todos los momentos difíciles de nuestra vida.

A mi madre, Lola, mi profesora desde que me dio la vida hasta que dejó de estar con nosotros, la principal culpable de todos los éxitos que haya podido conseguir. Trabajó incansablemente en todas las esferas de la vida; ejemplo de sacrificio y modelo a seguir en cualquier aspecto que pueda imaginar, incluso en tu abrupta marcha. Todo lo que recibí de ti es lo que soy hoy. Gracias. Espero poder haberme convertido en alguien de quien estuvieras orgullosa.

A mis abuelos, especialmente a Sara, que, a pesar de tener una vida dura marcada por el sacrificio y la superación, pudieron cuidarme con un amor ilimitado durante toda mi infancia. Gracias por unos años tan felices.

A la profesora Lópiz, Yaiza, mentora desde que empecé mi carrera profesional y responsable de que empezara esta tesis doctoral, pero, sobre todo, de que haya podido llegar a puerto. Te debo este y muchos otros trabajos, gracias por ser una fuerza motriz para alcanzar cualquier objetivo académico.

Al profesor Marco, al que por primera vez llamaré Fernando, gracias por tu exigencia y apoyo durante mis años de residencia, especialmente en los momentos más difíciles, en los que fuiste mucho más que un jefe, así como por confiar en mí para trabajar en el excelente servicio que has conseguido desarrollar.

A todos vosotros y al resto de mis amigos y familia, mi más profundo agradecimiento.

Índice

| | |
|---|----|
| ABREVIATURAS | 7 |
| RESUMEN | 10 |
| INTRODUCCIÓN, HIPÓTESIS Y OBJETIVOS | 11 |
| MATERIAL Y MÉTODOS | 12 |
| RESULTADOS | 13 |
| CONCLUSIONES..... | 14 |
| SUMMARY | 15 |
| INTRODUCTION, HYPOTHESIS AND OBJECTIVES | 16 |
| MATERIALS AND METHODS | 17 |
| RESULTS..... | 18 |
| CONCLUSIONS | 19 |
| <i>Apartado I:</i> | 20 |
| INTRODUCCIÓN..... | 20 |
| 1.1. PATOLOGÍA DEL HOMBRO..... | 23 |
| 1.1.2. Costes directos e indirectos | 25 |
| 1.2. CALIDAD DE VIDA RELACIONADA CON LA SALUD..... | 27 |
| 1.3. INSTRUMENTOS DE MEDIDA DE CALIDAD DE VIDA PERCIBIDA POR EL PACIENTE..... | 28 |
| 1.3.1. Patient Reported <i>Outcome Measures</i> (PROMs)..... | 28 |
| 1.3.2. Patient Reported Experience Measures (PREMs)..... | 33 |
| 1.3.3. Cuestionarios de satisfacción | 34 |
| 1.4. INSTRUMENTOS DE MEDIDA DE LA FUNCIONALIDAD DEL HOMBRO..... | 37 |
| 1.4.1. Test de Constant Murley | 39 |
| 1.4.2. Disabilities of the Arm, Shoulder and Hand (DASH)..... | 40 |
| 1.4.3. American Shoulder and Elbow Surgeons Score (ASES) | 40 |
| 1.4.4. Simple Shoulder Test (SST)..... | 41 |
| 1.4.5. University of California – Los Angeles (UCLA) Shoulder Score | 41 |
| 1.4.6. SF-12 y SF-36 | 42 |
| 1.5. TRADUCCIÓN Y ADAPTACIÓN DE UNA ESCALA | 43 |
| 1.6. PROPIEDADES CLINIMÉTRICAS O PSICOMÉTRICAS DE LAS ESCALAS DE EVALUACIÓN DEL HOMBRO | 47 |
| 1.6.1. Validez..... | 47 |
| 1.6.2. Fiabilidad..... | 48 |
| 1.6.3. Sensibilidad al cambio..... | 48 |
| 1.7 ¿POR QUÉ LA NECESIDAD DE VALORES DE REFERENCIA ESPECÍFICOS PARA CADA POBLACIÓN? | 50 |

| | |
|---|----|
| <i>Apartado II:</i> | 52 |
| JUSTIFICACIÓN E HIPÓTESIS | 52 |
| 2.1. JUSTIFICACIÓN DEL ESTUDIO | 53 |
| 2.2. HIPÓTESIS | 55 |
| <i>Apartado III:</i> | 56 |
| OBJETIVOS DEL ESTUDIO | 56 |
| <i>Apartado IV:</i> | 58 |
| MATERIAL Y MÉTODOS | 58 |
| 4.1. FASES | 59 |
| 4.2. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL | 60 |
| 4.3. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT | 63 |
| 4.3.1. Población y criterios de inclusión | 63 |
| 4.3.2. Variables a estudio | 63 |
| 4.3.3. Metodología..... | 64 |
| 4.3.4. Validez..... | 65 |
| 4.3.5. Fiabilidad..... | 67 |
| 4.4. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA) | 69 |
| 4.4.1 Población | 69 |
| 4.4.2. Criterios de inclusión y exclusión | 71 |
| 4.4.3. Metodología..... | 72 |
| 4.4.4. Tamaño muestral | 73 |
| 4.4.5. Almacenamiento de datos | 73 |
| 4.4.6. Análisis estadístico | 76 |
| <i>Apartado V:</i> | 77 |
| RESULTADOS | 77 |
| 5.1. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL | 78 |
| 5.2. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT | 85 |
| 5.2.1. Características demográficas de la muestra y resultados del test | 85 |
| 5.2.2. Validez del cuestionario | 86 |
| 5.2.3. Fiabilidad..... | 89 |
| 5.2.4. Sensibilidad al cambio..... | 90 |
| 5.3. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA) | 91 |
| 5.3.1. Características demográficas de la muestra..... | 91 |

| | |
|---|-----|
| 5.3.2. Puntuación total de la escala | 93 |
| 5.3.3. Puntuación del apartado “Actividades básicas de la vida diaria” | 97 |
| 5.3.4. Puntuación del apartado “Movilidad” | 98 |
| 5.3.5. Puntuación del apartado “Fuerza” | 102 |
| <i>Apartado VI:</i> | 105 |
| DISCUSIÓN..... | 105 |
| 6.1. PERTINENCIA DEL ESTUDIO | 106 |
| 6.2. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL | 107 |
| 6.3. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT..... | 109 |
| 6.3.1. Tamaño muestral | 109 |
| 6.3.2. Propiedades psicométricas | 109 |
| 6.4. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA) | 114 |
| 6.4.1. La necesidad de conocer las puntuaciones normales | 114 |
| 6.4.2. Estudios previos de la normalización de la escala de Constant y metodología empleada..... | 116 |
| 6.4.3. Puntuación en el test de Constant..... | 120 |
| 6.4.4. Rango articular de movimiento (RAM) | 121 |
| 6.4.5. Fuerza | 124 |
| 6.5. LIMITACIONES DEL ESTUDIO..... | 126 |
| 6.5.1. Fases I y II. Traducción, adaptación trasncultural y validación..... | 126 |
| Fase III. Cálculo de los valores de referencia para la población española..... | 126 |
| <i>Apartado VII:</i> | 128 |
| OBJETIVOS ALCANZADOS Y DIRECTRICES FUTURAS..... | 128 |
| 7.1. OBJETIVOS ALCANZADOS..... | 129 |
| 7.2. DIRECTRICES FUTURAS | 129 |
| <i>Apartado VIII:</i> | 130 |
| CONCLUSIONES..... | 130 |
| CONCLUSIONES..... | 131 |
| <i>Bibliografía</i> | 132 |

ÍNDICE DE ABREVIATURAS

- AAOS: *American Academy of Orthopaedic Surgeons.*
- ABVD: Actividades Básicas de la Vida Diaria.
- ACP: Análisis de Componentes Principales.
- AFE: Análisis Factorial Exploratorio.
- ANOVA: *Analysis Of Variance.*
- ASES: *American Shoulder and Elbow Surgeons Score.*
- CAT: *Computerized Adaptive Testing.*
- CCI: Coeficiente de Correlación Intraclase.
- CDQ: *Croft Disability Questionnaire.*
- CMS: *Constant-Murley Score.*
- CMS1: toma del CMS por el examinador 1.
- CMS2: toma del CMS por el examinador 2.
- CMS3: segunda toma del CMS por el examinador 1.
- CMS-ES: versión española del *Constant-Murley Score.*
- CV: Calidad de Vida.
- CVRS: Calidad de Vida Relacionada con la Salud.
- DASH: *Disabilities of the Arm, Shoulder and Hand questionnaire.*
- EQ-5D: *Euro-Qol 5 Dimensions.*
- EVA: Escala Visual Analógica.
- FI2S: *Standardized Index of Shoulder Function.*
- FLEX-SF: *Flexilevel Scale of Shoulder Function.*
- FUSC: *Fudan University Shoulder Score.*
- ICC: *Intraclass Correlation Coefficient.*
- IRR: *Item Response Theory.*
- ISIS: *Instability Severity Index Score.*
- JSES: *Journal of Shoulder and Elbow Surgery.*
- KMO: valor de Kaiser Meyer Olkin.
- KSS: *Korean Shoulder Scoring System.*
- MDC: *Minimal Detectable Change.*
- MISS: *Melbourne Instability Shoulder Scale.*
- NCS: *Nottingham Clavicle Score.*
- OMS: Organización Mundial de la Salud
- OSIS: *Oxford Shoulder Instability Score.*

OSS: *Oxford Shoulder Score.*

PASS: *Pediatric/Adolescent Shoulder Survey.*

PREM: *Patient Reported Experience Measures.*

PROM: *Patient Reported Outcome Measures.*

PROMIS: *Patient-Reported Outcomes Measurement Information System.*

PSS: *Penn Shoulder Score.*

RE: *Rotación Externa.*

REDCap: *Research Electronic Data Capture.*

RI: *Rotación interna.*

ROC: *Receiver Operating Characteristic.*

RAM: *rango articular de movimiento.*

RS: *Rowe Score.*

RSS: *Rugby Shoulder Score.*

RT1: *Retrotraducción 1.*

RT2: *Retrotraducción 2.*

SACS: *Specific AcromioClavicular Score.*

SALS: *Shoulder Activity Level Scale.*

SANE: *Single Assessment Numeric Evaluation.*

SAS: *Shoulder Arthroplasty Smart score.*

SF: *Short-Form.*

SDQ: *Shoulder Disability Questionnaire.*

SECEC: *European Society for Surgery of the Shoulder and the Elbow.*

SEm: *Standard Error of Measurement.*

SFInX: *Shoulder Function Index.*

SFRS: *Shoulder Functional Reach Score.*

SIRSI: *Shoulder Instability-Return to Sport after Injury.*

SPADI: *Shoulder Pain and Disability Index.*

SPSS: *Statistical Package for the Social Sciences.*

SPWCBP: *Shoulder Pain in WheelChair Basketball Players.*

SRQ: *Shoulder Rating Questionnaire.*

SSRS: *Subjective Shoulder Rating System.*

SST: *Simple Shoulder Test.*

TNM: *Tumor, Node, Metastasis.*

T1: *Traducción 1.*

T2: Traducción 2.

UCLA: *University of California-Los Angeles shoulder score.*

UICEC: Unidad de Investigación y Ensayos Clínicos.

WOOS: *Western Ontario Osteoarthritis of the Shoulder.*

WORC: *Western Ontario Rotator Cuff Index.*

WOSI: *Western Ontario Shoulder Instability Index.*

WUSPI: *Wheelchair User's Shoulder Pain Index.*

RESUMEN

INTRODUCCIÓN, HIPÓTESIS Y OBJETIVOS

El test de Constant-Murley (Constant-Murley Score, CMS), diseñado en 1987 para la población irlandesa, es una de las herramientas más empleadas por los cirujanos de hombro de todo el planeta para valorar la función del hombro y, sin embargo, su validación y adaptación transcultural al español no se han realizado. El proceso de validación de una escala implica algo más que la simple traducción del cuestionario. La ausencia de adaptación y validación a una población determinada implica asumir erróneamente una misma identidad cultural entre el país de origen de la escala de Constant-Murley y España. Adicionalmente, la adaptación transcultural no implica que podamos dar por hecho que las propiedades psicométricas de la escala adaptada sean las mismas que las de la escala original, por lo que la evaluación de las propiedades psicométricas de la versión adaptada es necesaria e imprescindible.

Las diferencias fisiológicas que acontecen en los distintos grupos poblaciones según la edad y el sexo afectan de forma inevitable a la puntuación máxima que se puede alcanzar en la escala por un hombro sano (normalización de los valores). Constant estudió las diferencias de puntuación en la población irlandesa. Sin embargo, las diferencias geográficas y temporales pueden llegar a ser muy notables, especialmente con una esperanza de vida que ha crecido enormemente en los últimos años y con senectudes tan activas como las que nos encontramos en la última década (la población española es una de las más sanas y longevas del mundo) por lo que los valores normales obtenidos por Constant hace más de 30 años en su población de estudio pueden diferir notablemente de los que podemos encontrar hoy en día en España. Sin embargo, hasta la fecha se desconocen los valores normales para esta escala en nuestra población.

Nuestras hipótesis son que la versión adaptada al español de la escala de Constant será fácilmente comprensible, válida y fiable para la población española y que los valores normales de esta escala en la población española serán mayores que los publicados para otras poblaciones. Los objetivos principales de este trabajo fueron, por tanto, adaptar el CMS al español, validar esta versión española del CMS (CMS-ES) en la población española y encontrar los valores normales de la escala en la población española actual.

MATERIAL Y MÉTODOS

Este estudio se llevó a cabo entre los años 2021 y 2024 y se dividió en tres fases. La fase I fue la adaptación transcultural del CMS para obtener la versión española del CMS (CMS-ES). La fase II fue el proceso de validación del CMS-ES en la población española. La fase III consistió en encontrar los valores normales del CMS-ES en la población española.

Fase I: siguiendo las recomendaciones internacionales para la adaptación transcultural de cuestionarios autorreportados, el CMS se adaptó al español en seis etapas: traducción, síntesis, retro-traducción, revisión por comité de expertos, pretest (en 30 individuos) y valoración final por el comité de expertos. Con este proceso, se obtuvo la versión final del CMS (CMS-ES).

Fase II: el CMS-ES se administró a 104 pacientes, mayores de 18 años y con alguna patología activa en el hombro (a excepción de la inestabilidad de hombro). La escala se realizó solo para el hombro enfermo. Se evaluó la validez (validez de contenido, validez de constructo y validez de criterio), la fiabilidad (consistencia interna, fiabilidad inter-observador y fiabilidad intra-observador) y la sensibilidad al cambio del cuestionario.

Fase III: el CMS-ES se administró a 505 sujetos, mayores de 18 años y sin ninguna patología activa o previa en los hombros. El test se administró para los dos hombros de cada sujeto (1010 hombros). Se realizó un análisis estratificado de las puntuaciones totales y subtotales, agrupando a los individuos según su edad (18-30 años, 31-45 años, 46-60 años, 61-75 años y mayores de 75 años) y sexo (hombre o mujer), en un total de 10 grupos.

RESULTADOS

Solo se necesitaron realizar pequeños ajustes en la redacción de los ítems para hacerlos comprensibles para los hispanohablantes, con un 96,7% de los pacientes incluidos en el pretest demostrando una comprensión plena de todos los ítems en el CMS-ES.

El CMS-ES mostró una excelente validez de contenido (índice de validez de contenido = 0,90), validez de constructo (correlación fuerte entre ítems del cuestionario dentro de cada apartado) y validez de criterio (CMS-ES – SST, $r = 0,587$, $p = 0,01$; CMS-ES – ASES, $r = 0,690$, $p = 0,01$). La fiabilidad también fue excelente, con alta consistencia interna alta ($\alpha = 0,819$), alta fiabilidad inter-observador (CCI = 0,982) y alta fiabilidad intra-observador (CCI = 0,937). En cuanto a la sensibilidad al cambio, no se encontraron efecto techo ni efecto suelo.

La distribución de los 505 pacientes incluidos en la fase III del estudio siguió un modelo de pirámide poblacional de tipo constrictivo: 18-30 años (18,4%), 31-45 años (16,4%), 46-60 años (29,8%), 61-75 años (23,7%) y más de 75 años (11,7%). La puntuación global media obtenida en la escala fue de $88,9 \pm 10,9$. El grupo de hombres de 18-30 años fue el que mostró mayor puntuación media ($99,2 \pm 3,0$) y el grupo de mujeres mayores de 75 años fue el que mostró una menor puntuación media ($75,3 \pm 8,8$). Se encontró una correlación inversa y estadísticamente significativa entre la puntuación total y la edad ($r = -0,47$, $p < 0,001$). La puntuación total fue también significativamente menor en mujeres ($84,5 \pm 8,2$ vs $92,6 \pm 8,5$, $p < 0,001$). El descenso de la movilidad ($r = -0,45$, $p < 0,001$) y la fuerza ($r = -0,40$, $p < 0,001$) con la edad y las diferencias de fuerza entre hombres y mujeres ($10,6 \pm 3,8$ vs $6,0 \pm 2,0$, $p < 0,001$) fueron las principales causas de las diferencias en puntuación total entre los distintos grupos.

CONCLUSIONES

Se ha demostrado que la versión española del CMS reproduce de forma precisa la original y que es fácilmente comprensible por hablantes nativos de español. Es válida para la medición de la función del hombro en la población española, presenta una buena sensibilidad al cambio y proporciona unos resultados fiables. Los valores normales de esta escala en hombros sanos de la población española disminuyen con la edad y son inferiores en mujeres, encontrándose las principales diferencias en la movilidad y la fuerza del hombro. Las puntuaciones globales obtenidas con la escala de Constant en la población española son más altas que las publicadas previamente para otras poblaciones.

SUMMARY

INTRODUCTION, HYPOTHESIS AND OBJECTIVES

The Constant-Murley Score (CMS), designed in 1987 for the English population, is one of the most widely used tools by shoulder surgeons around the world to assess shoulder function. However, its validation and cross-cultural adaptation into Spanish have not been performed. The validation process of a scale involves more than just the simple translation of the questionnaire.

The lack of adaptation and validation to a specific population implies assuming a cultural identity that evidently does not exist between the country of origin of the Constant-Murley score and Spain. Additionally, cross-cultural adaptation does not imply that we can assume the psychometric properties of the adapted scale are the same as those of the original scale, so evaluating the psychometric properties of the adapted version is necessary and essential.

Physiological differences that occur in different population groups according to age and sex inevitably affect the maximum score that can be achieved on the scale by a healthy shoulder (normalization of values). Constant studied the score differences in the Irish population. However, geographic and temporal differences can be very significant, especially with a life expectancy that has grown enormously in recent years and with active old ages as we have seen in the last decade (the Spanish population is one of the healthiest and longest-living in the world).

Therefore, the normal values obtained by Constant more than 30 years ago in his study population may differ significantly from those we can find today in Spain. However, to date, the normal values for this scale are unknown.

Our hypothesis are that the Spanish version of the Constant score will be comprehensible, valid and reliable for the Spanish population and that normal values of this test for the Spanish population will be higher than those previously published for other populations. The main objectives of this work were to adapt the CMS into Spanish, validate this Spanish version of the CMS (CMS-ES) in the Spanish population, and find the normal values of the test in the current Spanish population.

MATERIALS AND METHODS

This study was carried out between 2021 and 2024 and was divided in three phases. Phase I was the cross-cultural adaptation of the CMS to obtain the Spanish version of the CMS (CMS-ES). Phase II was the validation process of the CMS-ES in the Spanish population. Phase III consisted in finding the normal scores of the CMS-ES in the Spanish population.

Phase I: following international recommendations for cross-cultural adaptation of self-reported measures, CMS was adapted into Spanish in six stages: translation, synthesis, back-translation, review by expert committee, pretesting (in 30 individuals) and final appraisal by expert committee. With this process, we obtained the Spanish version of the CMS (CMS-ES).

Phase II: CMS-ES was tested on 104 patients, older than 18 years of age and with ongoing diagnosis of a shoulder condition (excluding shoulder instability). CMS-ES was taken only for the affected shoulder. We assessed validity (content validity, construct validity and criterion validity), reliability (internal consistency, inter-rater reliability and intra-rater reliability) and responsiveness of the questionnaire.

Phase III: CMS-ES was tested in 505 subjects, older than 18 years of age and without any previous or ongoing shoulder condition. CMS-ES score was taken for both shoulders of every subject (1010 shoulders). A stratified analysis of total and subtotal scores was performed, grouping subjects by age (18-30 years-old, 31-45 years-old, 46-60 years-old, 61-75 years-old and more than 75 years-old) and sex (male or female), making a total of 10 groups.

RESULTS

Only small adjustments needed to be done in the phrasing or the wording of the items in order to make them comprehensible for Spanish-speakers, with 96.7% of the pretested patients having a full understanding of every item in CMS-ES.

The CMS-ES showed excellent content validity (content validity index = 0.90), construct validity (strong correlation between items within the same sub-section of the test) and criterion validity (CMS-ES – SST, $r = 0.587$, $p = 0.01$; CMS-ES – ASES, $r = 0.690$, $p = 0.01$). Reliability of the test was also excellent, with high internal consistency ($\alpha = 0.819$), inter-rater reliability (ICC = 0.982) and intra-rater reliability (ICC = 0.937). Regarding responsiveness, neither ceiling nor floor effects were found.

Distribution of the 505 patients included in phase III of the study followed a constrictive population pyramid model: 18-30 years-old (18.4%), 31-45 years-old (16.4%), 46-60 years-old (29.8%), 61-75 years-old (23.7%) and more than 75 years-old (11.7%). Mean Constant score was 88.9 ± 10.9 . The group of men between 18-30 years-old showed the highest mean score (99.2 ± 3.0) and the group of women older than 75 years-old showed the lowest mean score (75.3 ± 8.8). A statistically significant inverse correlation was found between total score and age ($r = -0.47$, $p < 0.001$). Total score was also significantly lower in women (84.5 ± 8.2 vs 92.6 ± 8.5 , $p < 0.001$). The decrease in mobility ($r = -0.45$, $p < 0.001$) and strength ($r = -0.40$, $p < 0.001$) with age and the difference in strength between men and women (10.6 ± 3.8 vs 6.0 ± 2.0 , $p < 0.001$) were the main underlying causes of the differences in total scores between groups.

CONCLUSIONS

The Spanish version of the CMS has been proved to accurately reproduce the original score and to be easily comprehensible by native Spanish speakers. It is valid and responsive for measuring shoulder function in the Spanish population and provides reliable results. Normal values of the Spanish version of the CMS in healthy shoulders of the Spanish population decrease with age and are lower in women, with their main differences lying in shoulder mobility and strength. Global scores found in this population are higher than the previously published for other populations.

Apartado I:

INTRODUCCIÓN

Los trastornos asociados a la articulación del hombro son la cuarta causa de consultas musculoesqueléticas en atención primaria (Jordan et al., 2010). Aproximadamente el 1% de la población adulta en los países desarrollados visita anualmente a su médico por dolor de hombro (Edwards et al., 2016).

La elevada incidencia de la patología de hombro en la población ha hecho que en los últimos 30 años la investigación sobre la etiopatogenia de los procesos patológicos que afectan a esta articulación se haya disparado, y ello ha dado lugar a un desarrollo paralelo en la mejora de procedimientos quirúrgicos ya existentes y en el desarrollo de nuevas técnicas.

Todo esto, no hace más que resaltar la relevancia y el gran valor que puede tener para los clínicos e investigadores, el acceso a datos que aporten información sobre el estado de salud de los pacientes, los cambios a lo largo del tiempo y la efectividad de los tratamientos que se aplican a las patologías de hombro.

En el complejo proceso de valorar el estado de salud o enfermedad, el clínico pone a prueba su formación y experiencia. Las escalas o cuestionarios, lo que hacen es suprimir presuntamente el factor subjetivo del evaluador y ésta es la base de su utilidad en la investigación clínica. La aplicación de una escala, sin embargo, no es un proceso automático ni está exento de dificultades en la práctica. Los instrumentos muchas veces exigen la colaboración del paciente y el que tenga una formación básica o una función cognitiva suficiente para responder a las cuestiones. El modo de preguntar y el lenguaje utilizado son fuentes de sesgos, pero no lo son menos los factores culturales que llevan a que una misma cuestión pueda ser o no válida en un idioma o en otro, o incluso en países diferentes que comparten la misma lengua.

Para utilizar con garantía una escala es necesario comprobar que mide apropiadamente y de modo constante en las mismas circunstancias, que es sensible a los cambios de la situación clínica, que en la práctica no presenta dificultades de aplicación, etc. Toda esta comprobación de sus características es lo que se llama proceso de validación. La calidad de la metodología utilizada es imprescindible para asegurar que los resultados que se obtienen en el estudio se puedan interpretar adecuadamente y utilizar en la práctica clínica (Carvajal et al., 2011).

En la valoración de la patología de hombro, la escala de Constant Murley (CMS) es una de las escalas más relevantes en el ámbito investigador desde que fuera aprobado en Europa en 1989 por el Comité Ejecutivo de la Sociedad Europea de Cirugía del Hombro y Codo (SECEC); así

como en los Estados Unidos, tras la Reunión Internacional de Cirujanos de Hombro de 1992, donde se recomendó a los autores que presentaran los resultados de sus trabajos usando este método. A lo largo de los años se ha implementado en un gran número de estudios, siendo actualmente la escala funcional más utilizada y referenciada en la literatura científica (Angst et al., 2011; Kirkley et al., 2003; Roe et al., 2013; Roy et al., 2010). Sin embargo, a pesar de ser una de las más empleadas, hasta la realización del presente trabajo no existían estudios que hubieran realizado su adaptación transcultural al español.

Las diferencias fisiológicas que acontecen en los distintos grupos poblaciones según la edad y el sexo afectan de forma inevitable a la puntuación máxima que puede alcanzar el hombro, sin que una reducción en la puntuación obtenida en la escala por este motivo se traduzca necesariamente en un “hombro enfermo”.

1.1. PATOLOGÍA DEL HOMBRO

El dolor en el hombro es uno de los motivos de consulta más frecuentes de la población española y alcanza una prevalencia del 17,1% en las consultas de atención primaria (Frau-Escales et al., 2013). En estudios epidemiológicos realizados en otras áreas geográficas la estimación de la prevalencia del dolor en el hombro llega hasta el 20% (Pope et al., 1997), siendo mayor en mujeres que en hombres (Hasvold & Johnsen, 1993). La incidencia media es de 29,3 por 1000 personas-año (Greving et al., 2012) y la incidencia acumulada alcanza el 2,4% (Huang et al., 2013). En una cohorte de 905 pacientes, Greving et al. registraron que cada paciente realizaba una media de 0,33 consultas al año por dolor en el hombro (Greving et al., 2012). El pico de prevalencia de las consultas médicas por dolor en el hombro se alcanza en el rango de edad de 45-65 años (Luime et al., 2004), pero los grupos de población más ancianos sufren dolor en el hombro con mayor frecuencia a pesar de que no consulten por él y, por tanto, no reciban tratamiento (Burner et al., 2014).

Estas cifras tan altas vienen dadas, en parte, por la relación compleja que mantiene el hombro con las áreas anatómicas que lo rodean, pudiendo ser fuente o receptor del dolor irradiado o referido de patología que acontece en otras estructuras (Bjelle, 1989). Por tanto, definir la verdadera prevalencia del dolor en el hombro es complejo y los estudios y encuestas que se realizan para analizarla están en gran parte condicionados por la definición semántica de los síntomas (Pope et al., 1997).

1.1.1. Tipos y Prevalencia

La estructura ósea de la articulación del hombro es, en su diseño fundamental, inestable. Una gran cabeza humeral cuasi-esférica debe mantenerse congruente con una glenoides convexa y diámetro mucho menor. Esto genera no solo una gran inestabilidad sino también un rango de movilidad casi absoluto, solo limitado por la existencia de un tronco al que ha de unirse la extremidad. Esto supone una ventaja evolutiva de los homínidos que permite la movilización del brazo en todo el espacio que nos rodea para realizar actividades instrumentales (Arias-Martorell, 2018). Sin embargo, su juventud en la escala evolutiva y la inestabilidad intrínseca que presenta la hacen susceptible de ser asiento frecuente de patología. Mucha de esta patología acontece en las partes blandas que rodean a la articulación y que se encargan de aportar la estabilidad de la que carece su estructura ósea. Otro tanto sucede en el propio hueso, con cambios degenerativos que siguen un patrón determinado en función de su origen mecánico o inflamatorio.

La estructura anatómica que más frecuentemente aparece afectada en las pruebas de imagen de un hombro doloroso es la bursa subacromial (76%), seguida del manguito rotador (65%), el rodete o lábrum glenoideo (47%) y el complejo hueso-cartílago (32%), que suele afectarse en forma de cambios artropáticos (14%) que suceden con el paso de los años en un hombro cuyas estructuras periarticulares estabilizadoras han fracasado (Cadogan et al., 2011).

El estrecho **espacio subacromial** que ocupan la bursa y el manguito rotador es, por tanto, una de las principales causas anatómicas de patología en el hombro. A lo largo de la vida, contenido y continente de este espacio experimentan un rozamiento continuo que acaba degenerando las partes blandas. Se ha estudiado el aumento significativo de **roturas del manguito rotador** con el incremento de la edad, pasando de un 7% de roturas asintomáticas en personas en la tercera década de su vida a un 56% en personas mayores de 80 años (Teunis et al., 2014), con un crecimiento exponencial a partir de los 60 años (Tempelhof et al., 1999). Por cada dos pacientes con una rotura asintomática del manguito rotador, existe de media otro paciente con una rotura sintomática, siendo estas también más prevalentes en la población más anciana (Minagawa et al., 2013), por lo que no solo es un hallazgo casual propio de la edad sino en ocasiones, también, fuente de dolor y limitación.

La capsulitis adhesiva es un engrosamiento difuso de la cápsula articular que supone un caso único en cuanto a sus relaciones etiológicas, pues se ha comprobado su asociación a enfermedades endocrinológicas como la diabetes (S. J. Thomas et al., 2007) y el hipotiroidismo (Schiefer et al., 2017). El resto de enfermedades del hombro, a excepción de aquellas que producen dolor irradiado o referido en esta región pero asientan en otro lugar, son de origen eminentemente mecánico, lo que explica su aumento de prevalencia con la edad y la disminución de la funcionalidad de esta articulación con el paso de los años (Burner et al., 2014). La incidencia acumulada en tres años de la capsulitis adhesiva fue menor del 1% en un estudio longitudinal y prospectivo (Huang et al., 2013) y es más prevalente en personas de entre 40 y 65 años, mujeres y en aquellas que lo han padecido previamente en el hombro opuesto (Kelley et al., 2013).

La artrosis glenohumeral se encuentra presente aproximadamente en el 20% de la población anciana (S. J. Thomas et al., 2007), siendo la tercera localización más frecuente tras la artrosis de cadera y de rodilla.

En España, es difícil conocer la incidencia real de los procesos patológicos que afectan al hombro porque no existen registros específicos al respecto sobre ello. En la población trabajadora, la

prevalencia anual en nuestro país se encuentra entre 70 y 200 casos por 1.000 residentes (Vicente-Herrero et al., 2009; Villar Fernández, 2014), siendo las patologías más prevalentes la tendinopatía de manguito con un 32,6% de los pacientes, la ruptura del manguito rotador (31,9%) y la inestabilidad glenohumeral (11,1%) (Part-Soriano et al., 2018).

A diferencia de España, Australia dispone de uno de los registros de patología musculoesquelética que más información facilita. Según este registro entre 2015-2016, 35.000 pacientes fueron hospitalizados por dolor de hombro (Australian Institute of Health and Welfare, 2017). Los diagnósticos más comunes que provocaron la hospitalización fueron: síndrome del manguito rotador (21.239), pinzamiento subacromial (7.579), capsulitis adhesiva (2.059), bursitis (1.327), tendinitis calcificada del hombro (661) y tendinitis bicipital (234) (Australian Institute of Health and Welfare, 2023) y en este mismo período los procedimientos quirúrgicos más realizados fueron: estabilización artroscópica, artroplastia total, reparación del manguito rotador junto con descompresión subacromial y reparación aislada del manguito rotador.

Por supuesto no podemos perder de vista el origen traumático en la patología del hombro. Si bien las líneas anteriores se dirigían principalmente a exponer las afecciones atraumáticas de la articulación, las lesiones traumáticas suponen un grupo de patología también amplísimo que involucra: fracturas de clavícula, escápula y húmero proximal; luxaciones glenohumorales y acromioclaviculares entre otras. Muchas de estas lesiones presentan una incidencia muy alta, especialmente en pacientes ancianos con osteoporosis. Por ejemplo, las fracturas de húmero proximal presentan una incidencia en nuestro país de 60,1 fracturas por 100.000 habitantes y año, siendo mucho mayor en las mujeres (89,3 fracturas por 100.000 habitantes y año) que en los hombres (28,2 fracturas por 100.000 habitantes y año) (Iglesias-Rodríguez et al., 2021).

En resumen, la prevalencia de lesiones traumáticas o atraumáticas del hombro resulta muy elevada lo que conlleva una importante repercusión social y económica.

1.1.2. Costes directos e indirectos

La patología y el dolor en el hombro no solo es frecuente, sino que adicionalmente conlleva una recuperación lenta, con tasas que alcanzan tan sólo el 50% de recuperación en los 6 primeros meses (van der Windt et al., 1996). Esto supone una carga económica muy elevada. En el Reino Unido se estimaron unos costes de alrededor de 320 millones de libras en esos 6 primeros meses de recuperación y 30 millones de libras anuales añadidos por cirugías de hombro, correspondiendo el 50% a costes indirectos derivados de prestaciones por incapacidad temporal

(Littlewood, 2012). Si atendemos a las cifras individualizadas, se emplean unos 20 dólares por paciente y día, o 7.500 dólares por paciente y año (Marks et al., 2019) según los registros australianos. En Estados Unidos, estas cifras rondan los 3011 dólares para cada episodio de atención hospitalaria y 1.667 dólares para cada episodio de atención ambulatoria. En Suecia, el coste medio anual por paciente fue de 4.139 euros, atribuyendo un 84% a prestaciones por incapacidad temporal (Virta et al., 2012).

Pero no solo se generan costes al reconocer y tratar la patología del hombro. Los pacientes con dolor en el hombro en espera de tratamiento especializado suponen un enorme coste indirecto, derivado del absentismo laboral y la pérdida de productividad. Un estudio australiano estimó que cada paciente en esta situación genera un coste diario de 16 dólares, ascendiendo a 57 dólares diarios si se tiene en cuenta la pérdida de productividad en pacientes empleados (Marks et al., 2016).

1.2. CALIDAD DE VIDA RELACIONADA CON LA SALUD

En 1948 la Organización Mundial de la Salud (OMS) presentó una ampliación de la definición de “salud” donde se incluían matices sociales: "La salud es un estado de completo bienestar físico, mental y social, y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades". Dicha definición subrayaba que los indicadores de salud puramente clínicos no eran la única manera de estudiar la salud de las personas. Aunque inicialmente la definición de la OMS fue criticada por no medible, finalmente consiguió impulsar la investigación sobre nuevos indicadores de salud y fue la base para los conceptos de Calidad de Vida (CV) y Calidad de Vida Relacionada con la Salud (CVRS).

La CVRS es un concepto multidimensional que añade al concepto de CV, el estado funcional y psicológico, la capacidad de realizar tareas diarias y la interacción social entre otros. Esta característica hace que no exista una única definición consensuada del término CVRS, aunque sí existe un amplio acuerdo en que dicho concepto se refiere a las consecuencias que un problema de salud y/o el tratamiento pueden tener en la vida diaria de los individuos (Vrotsou, 2017).

1.3. INSTRUMENTOS DE MEDIDA DE CALIDAD DE VIDA PERCIBIDA POR EL PACIENTE

Las escalas que recogen la información del paciente ponen el foco en los aspectos de la vida diaria de los individuos y en las limitaciones que supone padecer una patología, desde la perspectiva del propio paciente. Dichas escalas se denominan escalas de calidad de vida relacionada con la salud (CVRS).

Para evaluar la calidad de vida percibida por los pacientes se emplean tres tipos de herramientas distintas:

1.3.1. Resultados informados por el paciente (*Patient Reported Outcome Measures* o PROMs)

1.3.2. Experiencia informada por el paciente (*Patient Reported Experience Measures* o PREMS)

1.3.3. Cuestionarios de satisfacción para evaluar en qué medida se han cumplido las expectativas del paciente

1.3.1. Patient Reported *Outcome Measures* (PROMs)

El propio paciente informa sobre su estado sin ninguna interpretación por parte del sanitario. Generalmente son cuestionarios con instrucciones que el propio paciente puede rellenar de manera autónoma. Hay principalmente dos categorías: a) los cuestionarios genéricos que evalúan el bienestar de la persona independientemente del tipo de enfermedad, y b) los cuestionarios específicos donde el paciente evalúa la situación específica de su hombro.

A) PROMs genéricos:

1. Las escalas genéricas que reportan los resultados por parte del propio paciente no garantizan completamente la validez de las comparaciones: las comparaciones están potencialmente sesgadas porque las propiedades psicométricas de estas escalas genéricas pueden variar dependiendo de los grupos analizados.
2. Adicionalmente estas escalas genéricas pueden ignorar algunos aspectos que son importantes desde el punto de vista de ciertos subgrupos de pacientes, estas escalas genéricas contienen preguntas que pueden resultar irrelevantes para los

pacientes, posiblemente llevando a la pérdida de información o a la recogida de información incorrecta.

3. Por otro lado, estos cuestionarios genéricos no son muy sensibles en la detección de problemas específicos; por lo tanto, no son capaces de monitorizar la evolución de los resultados.

Los cuestionarios genéricos más comúnmente empleados, como el SF-36 y el EQ-5D, fueron diseñados como cuestionarios “fijos”. Los posteriores, como el PROMIS (ver más adelante en la sección “C) Banco de ítems”), son adaptaciones de los existentes, sin embargo, no han evolucionado para tener en cuenta nuevos aspectos o aquellos cuyas formulaciones varían con el paso del tiempo. En la **Tabla 1** se recogen las principales características de estos cuestionarios.

| Test | Short Form (SF) | | EQ-5D | PROMIS | |
|--------------------------------------|-----------------|-------|---------------|------------|--------------|
| | SF-36 | SF-12 | EQ-5D-3L / 5L | PROMIS-29 | PROMIS-10 GH |
| Versión | SF-36 | SF-12 | EQ-5D-3L / 5L | PROMIS-29 | PROMIS-10 GH |
| Resultado medido | CVRS | | CVRS | CVRS | |
| Ítems | 36 | 12 | 6 | 29 | 10 |
| Tiempo de administración, <i>min</i> | 10 | 2 | 8 | 10-15 | 2 |
| Traducción española | Sí | | Sí | En proceso | |
| Dificultad de lectura | Fácil | | Normal | Fácil | |
| Dimensiones | 8 | 8 | 5 | 7 | 5 |
| Tasas por licencia | Aplicables | | Aplicables | Gratuito | |

Tabla 1. Ejemplos de PROMs genéricos.

CVRS: Calidad de vida relacionada con la salud.

Fuente: adaptado de Bryan et al. (Bryan et al., 2014).

B) PROMs específicos

Los cuestionarios específicos que reportan los resultados percibidos por el propio paciente son instrumentos que miden resultados que son importantes para una población diana en particular o una dimensión específica de un resultado. Estos instrumentos se pueden focalizar en una enfermedad (depresión, asma, etc.), un grupo de pacientes (niños, pacientes con cáncer, etc.) o un resultado (dolor, movilidad, etc.).

Los PROMs específicos son instrumentos sensibles (Gray et al., 2017) capaces de detectar de forma precisa diferencias (por ejemplo, en los resultados entre dos estrategias de tratamiento) o monitorizar los resultados a lo largo del tiempo, lo que es uno de los beneficios de los PROMs específicos en términos de su empleo en la práctica clínica (**Tabla 2**). Sin embargo, los PROMs específicos no siempre permiten la comparación de resultados de pacientes con diferentes enfermedades puesto que los PROMs específicos difieren de una enfermedad a otra.

| Áreas de impacto | Evidencia |
|--|-----------|
| Cuidado de los pacientes | |
| - Comunicación (paciente-médico y médico-paciente) | +++ |
| - Monitorización del tratamiento | ++ |
| - Detección de problemas no reconocidos | ++ |
| - Cambios en el modo de vida de los pacientes | n/d |
| - Cambios en la actitud clínica | + |
| Resultados clínicos | |
| - Mejoría de los síntomas físicos y psíquicos | + |
| - Satisfacción de los pacientes | +++ |
| Funcionamiento y regulación del sistema sanitario | |
| - Mejoría grande y efectiva en la calidad asistencial | n/d |
| - Mejoría en la transparencia, asunción de responsabilidades y elaboración de informes públicos | n/d |
| - Mejor funcionamiento del sistema (monitorización, planificación, financiación, evaluación externa y respuesta) | n/d |

Tabla 2. Resumen del impacto con el uso del PROMs.

+++ : gran impacto positivo. ++ : moderado impacto positivo. + : discreto impacto positivo.
n/d : no disponible evidencia suficiente.

Fuente: adaptado de Chen et al. (J. Chen et al., 2013)

En cuanto a los **PROMs específicos para el hombro**, se han utilizado una amplia variedad de PROMs para evaluar la situación del hombro. Las escalas ASES, DASH y SPADI fueron las PROMs más empleadas en las publicaciones observándose un incremento en el empleo de PROMs específicas de enfermedades. Padua et al. (Padua et al., 2021) en una revisión sistemática realizada en 2021 recomienda el empleo de PROMs genéricas en combinación con PROMs específicas, en concreto la escala DASH en combinación con otras más específicas de acuerdo a la patología en estudio por ejemplo, la puntuación de Rowe para inestabilidad del hombro, ASES para patología del

manguito rotador y osteoartritis, SPADI para rigidez de hombro. En la **Figura 1** se muestran las PROMs más empleadas en la evaluación del hombro en función de cada patología.

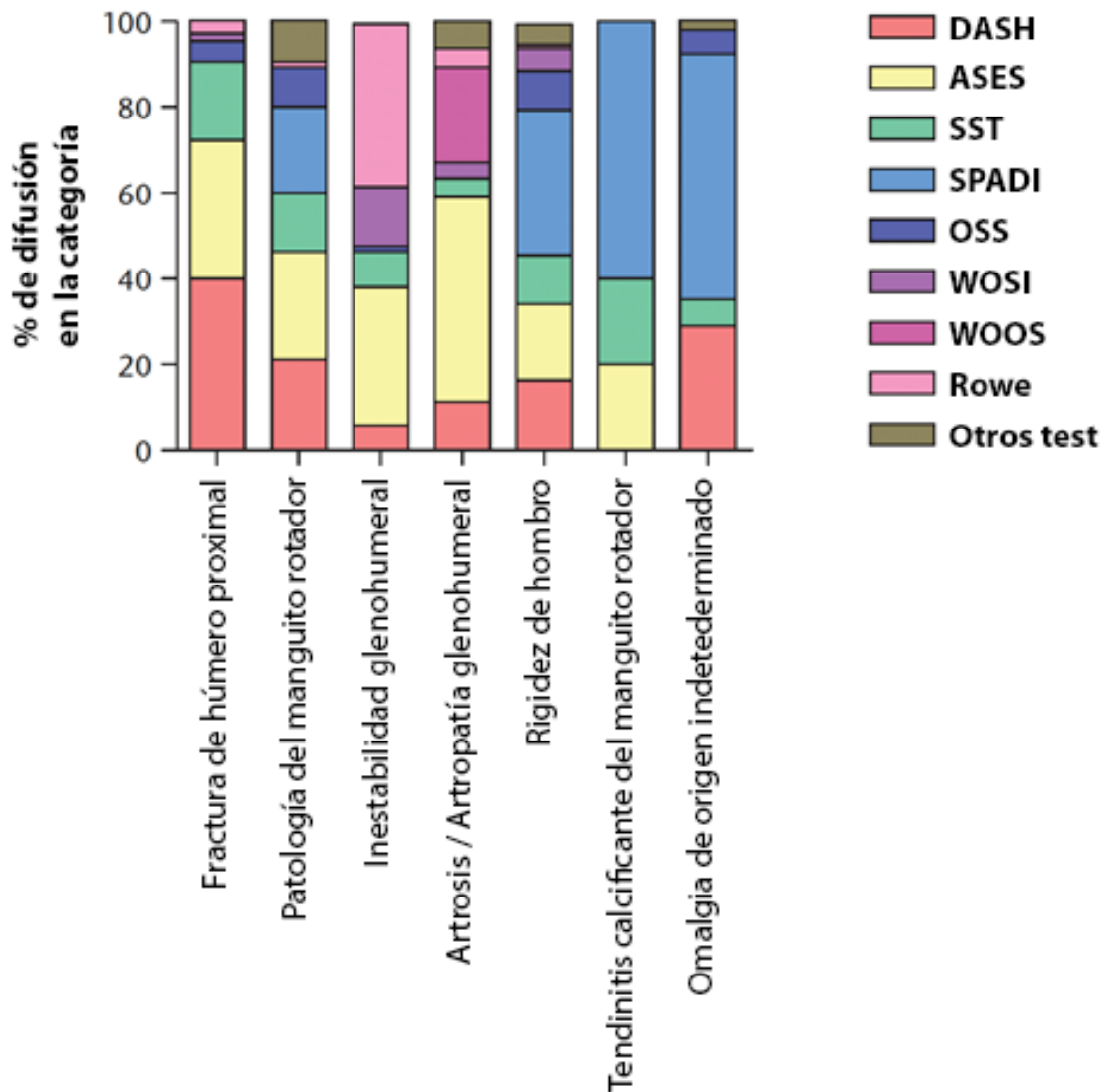


Figura 1. Porcentaje de empleo de PROMS en cada patología de Hombro (*Padua et al., 2021*).

Los PROMS genéricos y específicos son complementarios y resulta extremadamente útil administrárselos al paciente a la vez, sobre todo en investigación clínica, lo que proporciona una visión global y específica de la percepción de salud del paciente gracias a las características distintivas de cada tipo de PROM (**Tabla 3**).

| | PROMs genéricos | PROMs específicos |
|---------------------|---|---|
| Población | Aplicable a cualquier población (enferma y no enferma) | Aplicable a grupos de población específicos |
| Dimensión | - Dimensiones generales - Preguntas que pueden no ser muy relevantes para determinados grupos de población | - Dimensiones específicas - Preguntas relevantes para los grupos de población a estudio - Mayor valor clínico |
| Comparación | Es posible hacer comparaciones entre distintos grupos de pacientes | No siempre es posible hacer comparaciones con otros grupos de pacientes o con la población general |
| Sensibilidad | No muy sensibles para detectar problemas específicos | Sensibles para detectar y monitorizar problemas específicos |

Tabla 3. Características de PROMs genéricos y específicos.

Fuente: adaptado de "PROMs Background Document", del Canadian Institute for Health Information (Chow et al., 2015)

Sin embargo, la administración de muchos cuestionarios puede resultar incómodo para pacientes y profesionales. El proceso puede simplificarse gracias a nuevas herramientas como los "item banks" (bancos de ítems).

C) PROMS Banco de Items

Un banco de ítems es un catálogo de preguntas donde para cada ítem, se realiza una descripción detallada de su contenido y otras medidas características como la validez, reproducibilidad y dificultad del ítem.

Los bancos de ítems ofrecen ciertas ventajas sobre los cuestionarios tradicionales, incluyendo una mayor reproducibilidad en la comparación de resultados y su capacidad para evolucionar:

- Las puntuaciones pueden ser comparadas directamente unas con otras, dado que todos los ítems se miden en la misma escala, eliminando problemas de comparación entre diferentes cuestionarios.

- Las puntuaciones pueden compararse a lo largo del tiempo, dado que la escala de medición permanece estable a lo largo del tiempo, a pesar de la aparición de nuevas versiones o la adición de nuevos ítems.
- Se pueden construir nuevas medidas (en poblaciones o dimensiones específicas) basado en ítems de características conocidas. Los bancos de ítems permiten la adaptación de la administración empleando medios electrónicos

Un ejemplo de banco de ítems es el PROMIS Bank, cuyas siglas corresponden a “sistema de información de medición de resultados informados por el paciente” (*Patient-Reported Outcomes Measurement Information System*) y consiste en una gran colección de bancos de elementos que incluyen medidas genéricas y específicas de enfermedades que abordan diferentes dimensiones de la calidad de vida relacionada con la salud. PROMIS se está desarrollando como parte de un programa del Instituto Nacional de Salud, que crea bancos de ítems utilizando métodos de desarrollo modernos (por ejemplo, *item response theory* o IRT). Las sólidas propiedades psicométricas de PROMIS son una ventaja para su uso. Los bancos de ítems incluidos detallan el funcionamiento de las PROMs en diferentes poblaciones, con varias traducciones disponibles. En PROMIS, los bancos de ítems se pueden utilizar para diferentes necesidades, empleando instrumentos adecuados: cuestionarios cortos para medir una dimensión (*Short Forms*), cuestionarios adaptativos (*computerized adaptive testing* o CAT), cuestionarios para medir varias dimensiones (*profiles*).

1.3.2. Patient Reported Experience Measures (PREMs)

La experiencia del paciente abarca la gama de interacciones que los pacientes tienen con el sistema de salud, incluida la atención que reciben de médicos, enfermeras y resto de personal hospitalario. Como componente integral de la calidad de la atención médica, la experiencia del paciente incluye varios aspectos de la prestación de atención médica que los pacientes valoran mucho, como conseguir citas en el tiempo adecuado, fácil acceso a la información, y buena comunicación con los proveedores de esta atención médica. Las medidas de experiencia informadas por el paciente (PREM) son instrumentos para medir la experiencia del paciente. Estos instrumentos, con su enfoque cuantitativo, son el método más utilizado para evaluar la experiencia tal y como la percibe el paciente. Al igual que las PROM, las PREM suelen ser autoadministradas por el paciente (Gleeson et al., 2016); las respuestas también pueden ser introducidas por un representante, como el cuidador del paciente, si es necesario. Los PREM

miden una o más dimensiones de la experiencia del paciente (por ejemplo, la calidad de la información recibida, la atención prestada al dolor del paciente, los tiempos de espera, las relaciones y las interacciones con los proveedores de cuidados).

Los PREM se utilizan más para medir la calidad de la atención a nivel de organización de un sistema de salud que para la práctica clínica. Al igual que las PROMS pueden ser genéricas o específicas. Se utilizan habitualmente, a nivel nacional, en algunos países.

Los PREM genéricos son potencialmente relevantes para todos los pacientes. Incluyen preguntas que se pueden administrar a todos los pacientes, independientemente de su enfermedad (por ejemplo, ¿se sintió preocupado o ansioso durante su estancia en el hospital?). Pueden centrarse en departamentos o sectores de atención específicos (por ejemplo, admisiones hospitalarias, atención de emergencia, atención comunitaria, atención domiciliaria, atención de maternidad, atención psiquiátrica, etc.).

Los PREM específicos se centran en la experiencia de los pacientes con enfermedades o afecciones particulares (por ejemplo, diabetes, artritis reumatoide, asma, salud mental, cáncer, etc.).

Las dimensiones de la experiencia del paciente en la práctica siguen siendo difíciles de capturar y, por tanto, de recoger. Esta dificultad puede afectar la confiabilidad de algunos PREM en términos de capturar las dimensiones estudiadas, midiendo así la experiencia con un cierto grado de variabilidad. Según los expertos, primero es importante definir claramente los conceptos y dimensiones a medir (Forestier et al., 2019), ya que pueden diferir según los contextos; luego se recomiendan adaptaciones.

La elección de los PREM es muy importante. Es crucial que los PREM midan las dimensiones de la experiencia que son importantes para los pacientes y aquellas que están asociadas con la calidad de la atención. La elección de los PREM es aún más importante cuando pueden utilizarse con fines de financiación. Por lo tanto, se deben elegir PREM con propiedades psicométricas verificadas para garantizar su fiabilidad y validez (Bull et al., 2019).

1.3.3. Cuestionarios de satisfacción

La satisfacción del paciente es un concepto multidimensional, no muy claramente definido y para el que no existe consenso científico sobre su definición, ni sobre qué dimensiones deben incluirse o considerarse importantes. La satisfacción está influenciada por las expectativas y preferencias

del paciente; refleja el grado de congruencia entre las expectativas de atención y la calidad percibida de la atención brindada (Sitzia & Wood, 1997). Por lo tanto, en una situación en la que dos pacientes reciben exactamente la misma atención y alcanzan el mismo resultado, pueden tener diferentes grados de satisfacción porque sus expectativas sean diferentes. Interpretar los grados de satisfacción es difícil porque dependen directamente de las personas, de sus preferencias, de su estado de salud, sus características y cultura, y no sólo de la calidad y resultado de la atención recibida.

Para su medición se emplean con frecuencia cuestionarios autoadministrados por el paciente. Se han desarrollado y utilizado instrumentos que miden la satisfacción para diferentes enfermedades y diferentes sectores de atención.

La satisfacción está asociada con la calidad de la atención. Esta relación ya ha sido establecida, pero necesita aún ser clarificada. Esta compleja relación se manifiesta en la calidad de la atención quirúrgica.

Dadas las limitaciones de la medición de la satisfacción algunos autores proponen no medirla. Otros piensan, por el contrario, que sigue siendo útil su medición (Haut, 2015), mientras que otros expertos recomiendan otras medidas, como la medición de la experiencia del paciente, que es una medida más discriminatoria y objetiva de la calidad de la atención. En efecto, satisfacción y experiencia son conceptos diferentes, y aunque la medición de la satisfacción tiene sus limitaciones, proporciona información muy útil y complementaria sobre la calidad de la atención. Cuando la medición de la satisfacción se combina con otro tipo de información sobre la calidad de vida informada por el paciente como resultados y experiencia percibida, obtenemos una fotografía mucho más completa de la calidad de la asistencia.

Los estudios basados en datos sólidos muestran que la satisfacción del paciente con la cirugía se asocia con mejores resultados clínicos. Estos refutan parte de la literatura previa que rechaza esta correlación positiva. Muestran, por ejemplo, que las puntuaciones de satisfacción se correlacionan positivamente con la calidad de la cirugía, medida objetivamente mediante indicadores de resultados clínicos como la aparición de complicaciones, recuperación de complicaciones y la muerte (Lobo Prabhu et al., 2018).

La satisfacción del paciente está estrechamente relacionada con la respuesta a las expectativas preoperatorias de los pacientes (particularmente con respecto al grado de actividad recuperada),

o a la presencia de complicaciones postoperatorias y dolor (estos generalmente están menos satisfechos con el resultado del procedimiento). Las expectativas preoperatorias de los pacientes no se correlacionan sistemáticamente con las PROM después de la cirugía. Algunos estudios han demostrado una correlación entre el cumplimiento de las expectativas y la mejora de las PROM; otros demuestran cumplimiento de expectativas a pesar de peores PROM; y algunos estudios no encuentran ningún vínculo entre las expectativas preoperatorias y las PROM (Waljee et al., 2014).

Estos resultados demuestran la compleja relación entre la satisfacción y cierta calidad de las medidas de atención quirúrgica. La satisfacción abarca algo más que la calidad de la atención. Además, esta relación no es lineal; los grados más altos de satisfacción no se asocian sistemáticamente con los mejores resultados de calidad quirúrgica; esto puede deberse a que la satisfacción parece estar más relacionada con las expectativas del paciente y la salud actual; También puede deberse a que el paciente solo recuerda períodos clave en lugar de todo el proceso de atención. Por último, la satisfacción sigue siendo difícil de captar porque está estrechamente relacionada con las características del paciente, como la edad, el género, el origen étnico y el nivel socioeconómico, que son independientes de la calidad de la atención (Q. Chen et al., 2019) y por sus múltiples dimensiones y los diferentes instrumentos utilizados, que sólo miden de manera imperfecta la satisfacción del paciente.

1.4. INSTRUMENTOS DE MEDIDA DE LA FUNCIONALIDAD DEL HOMBRO

Se han construido más de 30 instrumentos diferentes que evalúan la función del hombro en varias dimensiones (**Tabla 4**). Las propiedades de estos instrumentos se han estudiado profundamente, pero la realidad es que en la práctica clínica no existe ningún instrumento de medida de la función del hombro que prevalezca sobre el resto ni sea considerado *gold standard*. Además, no todos estos instrumentos son universales: algunos están diseñados para valorar patologías específicas y otros, a pesar de haberse concebido como instrumentos integrales, permiten evaluar cierta patología mejor que otra. En una encuesta realizada a varias sociedades americanas de medicina deportiva (Provencher et al., 2014), la puntuación de la asociación *American Shoulder and Elbow Surgeons* (ASES) fue la más votada como instrumento preferido para valorar cualquier patología del hombro (37%), seguida por la puntuación Constant (7%), la de la Universidad de *Los Angeles – California* (UCLA, 6%) y el Simple Shoulder Test (SST, 5%). Llama la atención que el 16% de los encuestados no fueron capaces de elegir un instrumento por encima de otro y que el 6% no emplean ningún instrumento en la práctica clínica. Si atendemos al ámbito académico, la puntuación Constant es la preferida por los cirujanos para informar sobre sus resultados en las publicaciones que realizan, no solo en general (71%), sino también para los procedimientos específicos más habituales, como la reparación del manguito rotador (51%) y la artroplastia de hombro (58%).

En cuanto a los instrumentos específicos para patologías concretas, destacan los que se han diseñado para valorar la inestabilidad del hombro. La mayor parte de cuestionarios que valoran globalmente la articulación no evalúan la presencia o no de síntomas de inestabilidad y, por tanto, pueden no ser apropiados para valorar esta patología. Por eso se han diseñado varios instrumentos de medida específicos como el WOSI (*Western Ontario Shoulder Instability Index*), el OSIS (*Oxford Shoulder Instability Score*) y el MIIS (*Melbourne Instability Shoulder Scale*). La patología del manguito rotador también cuenta con cuestionarios específicos como el WORC (*Western Ontario Rotator Cuff Index*) y el RCQoL (*Rotator Cuff Quality-of-Life*), aunque son menos empleados porque los cuestionarios globales tienen una validez suficientemente alta en esta patología.

Otros instrumentos de medición de resultados empleados en el hombro, aunque no diseñados específicamente para esta articulación, son los índices de calidad de vida relacionada con la salud (CVRS). En este sentido destaca el SF-36 (*Short Form-36*) y su versión abreviada, el SF-12 (*Short Form-36*). Ambos son las medidas de calidad de vida más empleadas en investigación

médica (Garratt et al., 2002), pero también existen otras como el EuroQol 5D (EQ-5D), que cada día gana más adeptos en Europa, y el DASH (Disabilities of the Arm, Shoulder and Hand), muy usado en el estudio de la mano y, cada vez más, en el del resto del miembro superior (Angst et al., 2011). Recientemente, el desarrollo de la iniciativa PROMIS a partir de evaluaciones adaptativas computarizadas (CAT), ha añadido más herramientas prometedoras al estudio de resultados en el hombro, aunque aún no han sido suficientemente validadas en la patología de esta región (Wylie, 2014).

| Test y publicación | Ítems | Dominios | Puntuación |
|------------------------------------|--------------------|-----------------|-------------------|
| FUSC (Ge et al., 2013) | 10 + test clínicos | 5 | 0 – 100 |
| FI2S (Dupeyron et al., 2010) | 6 + test clínicos | 4 | 0 – 100 |
| CMS (Constant & Murley, 1987) | 4 + test clínicos | 4 | 0 – 100 |
| NCS (Charles et al., 2017) | 10 | 2 | 20 – 100 |
| PSS (Leggin et al., 2006) | 24 | 3 | 0 – 100 |
| RSS (Roberts & Funk, 2013) | 20 | 1 | 20 – 140 |
| SALS (Brophy et al., 2005) | 7 | 1 | 0 – 28 |
| SSRS (Kohn & Geyer, 1997) | 5 | 1 | 0 – 100 |
| SDQ (van der Heijden et al., 2000) | 16 | 1 | Sin puntuación |
| ASES (Richards et al., 1994) | 16 + test clínicos | 7 | 0 – 100 |
| FLEX-SF (Cook et al., 2003) | 33 | - | 0 – 132 |
| SRQ (L'Insalata et al., 1997) | 21 | 4 | 17 – 100 |
| ISIS (Balg & Boileau, 2007) | 6 | 3 | 0 – 100 |
| RS (Skare et al., 2011) | Test clínicos | 5 | 0 – 100 |
| WOSI (Kirkley et al., 1998) | 21 | 4 | 0 – 2100 |
| MISS (Watson et al., 2005) | 22 | 4 | 0 – 100 |
| PASS (Edmonds et al., 2017) | 13 | 4 | 0 – 100 |
| WOOS (Lo et al., 2001) | 19 | 4 | 0 – 1900 |
| WORC (Kirkley et al., 2003) | 21 | 5 | 0 – 100 |
| OSIS (Dawson et al., 1999) | 12 | 1 | 12 – 60 |
| OSS (Dawson et al., 1996) | 12 | 1 | 60 – 20 |
| KSS (Tae et al., 2009) | 12 + test clínicos | 6 | 0 – 100 |
| CDQ (Croft et al., 1994) | 22 | 1 | 0 – 22 |
| SST (Lippitt et al., 1993) | 12 | 1 | 0 – 12 |
| SPADI (Roach et al., 1991) | 13 | 2 | 0 – 130 |

| | | | |
|-----------------------------------|----|---|---------|
| WUSPI (Curtis et al., 1995) | 15 | 4 | 0 – 150 |
| SAS (Roe et al., 2013) | 3 | 1 | 3 – 15 |
| SFInX (van de Water et al., 2016) | 13 | 1 | 0 – 100 |
| SPWCBP (Yıldırım et al., 2019) | 15 | 2 | 0 – 10 |
| SFRS (Riley et al., 2018) | 4 | 1 | 0 – 100 |
| SIRSI (Gerometta et al., 2018) | 12 | 1 | 0 – 100 |
| SACS (Barwood et al., 2018) | 20 | 3 | 0 – 100 |
| UCLA (Amstutz et al., 1981a) | 18 | 3 | 1 – 10 |
| SANE (Williams et al., 1999) | 1 | 1 | 0 - 100 |

Tabla 4. Escalas de valoración funcional del hombro.

Fuente: adaptado de Muñoz Bustos & Otzen Hernández (Muñoz Bustos & Otzen Hernández, 2021)

1.4.1. Test de Constant Murley

La escala o test de Constant-Murley (*Constant-Murley score*) es un instrumento de medición de la función del hombro publicado por Christopher Constant y Alan Murley en 1987 (C. R. Constant & Murley, 1987). En 2008 este mismo autor realizó una revisión del test que incluía nuevas modificaciones y una guía para su uso (C. R. Constant et al., 2008). Más tarde, el grupo de trabajo del Hvidovre Hospital (Dinamarca) elaboró un protocolo estandarizado del test en base a estas últimas modificaciones (Ban et al., 2013).

Esta puntuación aglomera cuatro dimensiones de la funcionalidad del hombro: el dolor, su interferencia en las actividades diarias, la movilidad y la fuerza. Las dos primeras se puntúan de forma subjetiva por el paciente. El dolor se evalúa mediante una escala visual analógica que va de 0 a 15 puntos y las actividades diarias (20 puntos), mediante cuatro preguntas que versan sobre cómo afecta al hombro a las labores diarias, a las actividades recreativas, al sueño y al uso de la mano a distintas alturas. En total, a esta parte subjetiva de la prueba le corresponden 35. La parte objetiva incluye la valoración del balance articular del hombro mediante un goniómetro (40 puntos repartidos equitativamente entre abducción, flexión, rotación externa y rotación interna) y la medición de la fuerza en abducción del hombro mediante un dinamómetro (25 puntos). En total, la parte objetiva suma 65 puntos. Finalmente se obtiene una puntuación que fluctúa entre 0 y 100 puntos, correspondiendo 0 puntos a un hombro completamente inválido y 100 puntos a un hombro totalmente sano. La valoración de estas cuatro dimensiones convierten a este test en una herramienta muy útil para elaborarse una imagen completa de la funcionalidad del hombro del

paciente, pero también hace que se haya considerado difícil de emplear (Christie et al., 2009), con un tiempo para completarlo de 5 a 20 minutos (Christie et al., 2009; Rocourt et al., 2008).

1.4.2. Disabilities of the Arm, Shoulder and Hand (DASH)

Esta herramienta se diseñó en 1996 con técnicas psicométricas más modernas, resultando en un test con 30 preguntas subjetivas que evalúan la repercusión física, psicológica y social del brazo (Hudak et al., 1996). No diferencia entre las distintas articulaciones del brazo ni entre el brazo enfermo y el sano dentro del mismo paciente, por lo que es una herramienta más generalista que, sin embargo, ha demostrado una buena correlación con test más específicos (Beaton et al., 2001). Debido a su carácter más generalista es también una de las escalas de valoración funcional más estudiadas en el ámbito ortopédico.

La puntuación final del test varía entre 0 y 100 puntos, siendo mejor la puntuación cuanto más baja sea. Si dividimos los puntos entre las distintas dimensiones que evalúa, las actividades físicas son las que más peso tienen en la puntuación (21 preguntas), muy por delante de los síntomas (5 preguntas) y las actividades sociales (4 preguntas). El hecho de carecer de una parte objetiva basada en la exploración física facilita su ejecución y permite que sea autoadministrada por el paciente, pero también resta información al “relato” que nos hacemos de una articulación concreta cuando obtenemos la puntuación. Puede ser esta la razón por la que esta escala, a pesar de haber sido una de las más validadas en la valoración de patología del miembro superior, aparezca con escasa frecuencia en las publicaciones específicas de hombro.

1.4.3. American Shoulder and Elbow Surgeons Score (ASES)

La Sociedad Americana de Cirujanos de Hombro y Codo elaboró esta escala en 1994 (Richards et al., 1994) y, aunque incluye varios elementos de valoración objetiva mediante exploración física estos no puntúan para el resultado final del test, convirtiéndola *de facto* en una puntuación puramente subjetiva. La parte subjetiva del test, la que sirve para obtener una puntuación, incluye una escala visual analógica para la medición del dolor y 10 preguntas acerca de la función del hombro. La puntuación final varía entre 0 y 100 puntos y es, posiblemente, la más compleja de calcular entre las escalas mencionadas. Para su cálculo, se resta a 10 los puntos obtenidos en la EVA del dolor, y se multiplica este resultado por 5, siendo 50 puntos el máximo posible en este apartado [(10-0) x 5]. Las 10 preguntas de valoración funcional puntúan un máximo de 3 cada una, resultando en un total de 30 puntos para este apartado. El resultado sobre 30 puntos se

multiplica por 5/3 para transformarlo en una puntuación sobre 50 [$30 \times 5 / 3 = 50$). Así, la valoración del dolor representa la mitad de la puntuación y la valoración funcional, la otra mitad.

La herramienta completa, incluyendo los elementos de valoración objetiva no representados en la puntuación final, valora también la movilidad, la fuerza y los síntomas de inestabilidad del hombro. Por ello, resulta muy útil como protocolo de seguimiento clínico en la patología del hombro, pero flaquea a la hora de la comparación de resultados por incluir tan solo dimensiones subjetivas en la puntuación final. En este sentido, esta parte se puede utilizar como escala autoadministrada y facilita la ejecución de esta.

1.4.4. Simple Shoulder Test (SST)

Diseñado en 1992 con el fin de facilitar la adquisición de resultados funcionales en la patología del hombro (Lippitt et al., 1993), se compone de 12 preguntas acerca de la función del hombro que solo admiten como respuesta “sí” o “no”. Cada una de ellas supone 1 punto y la máxima puntuación posible es, por tanto, 12 puntos. Carece de elementos de evaluación objetiva y puede ser autoadministrada. Su brevedad y sencillez la convierten en la escala de valoración del hombro más fácilmente ejecutable, pero también limitan sus resultados y sensibilidad para detectar cambios patológicos.

1.4.5. University of California – Los Angeles (UCLA) Shoulder Score

Publicado en 1981 (Amstutz et al., 1981b), este test combina medidas subjetivas puntuadas por el paciente con medidas objetivas obtenidas de la exploración física. En total valora 5 elementos: el dolor, la función y la satisfacción del paciente como partes subjetivas y el balance articular y la fuerza del hombro en flexión como parte objetiva. En cuanto a la puntuación, se pondera con mayor importancia el dolor y la función referidos por el paciente (10 puntos cada uno), mientras que el resto de elementos se puntúan con 5 puntos cada uno. La puntuación final va desde el 0 al 35, siendo esta la mayor puntuación posible.

Es parecida al test de Constant en su estructura y las dimensiones que valora. Sin embargo, cada una de estas dimensiones se evalúa de forma menos exhaustiva, con preguntas más abiertas. Varias de las preguntas presentan respuestas múltiples no excluyentes entre sí, que pueden dificultar al paciente la elección de una de ellas (Wylie, 2014). Además, la evaluación de la fuerza, uno de los elementos de valoración supuestamente objetivos, se mide mediante una escala subjetiva que el examinador aplica según le parezca la fuerza ejercida por el paciente (normal,

buena, suficiente, mala, contracción muscular, nada). Esto facilita la ejecución de la escala, pero arroja mucha variabilidad inter-observador.

1.4.6. SF-12 y SF-36

A pesar de no ser instrumentos específicamente diseñados para el hombro, sino medidas generales del estado de salud de los pacientes, cada vez se usan más junto con escalas específicas en la bibliografía del hombro para representar no solo una imagen de la función de esta articulación sino también el impacto de la enfermedad sobre la calidad de vida del paciente.

El SF-36 se diseñó en 1992 (J. E. Ware & Sherbourne, 1992) y se ha convertido en el índice de calidad de vida más usado en el ámbito médico. Evalúa 9 dimensiones de salud: función física, rol físico, dolor corporal, salud general, vitalidad, función social, rol emocional, salud mental y evolución declarada de la salud. Todos convergen en dos puntuaciones separadas, una para el componente físico y otra para el componente mental. Estas puntuaciones están diseñadas para representar una curva normal de la población, siendo 50 ± 10 la media de ambos componentes y correspondiendo el estado de salud promedio de la población. El SF-12 se elaboró poco después (J. Ware et al., 1996) para facilitar la ejecución de la escala y demostró tener una buena aproximación a su homólogo más extenso en cuanto a las puntuaciones.

En cuanto a la valoración de la patología y las intervenciones del hombro con estas escalas, la puntuación del componente físico sí se ve modificada tras las cirugías, mientras que la puntuación del componente mental no varía significativamente (Wylie, 2014).

1.5. TRADUCCIÓN Y ADAPTACIÓN DE UNA ESCALA

El proceso de evaluación constituye el primer paso para la toma de decisiones en salud. Para ello, es cada vez más frecuente la aplicación de escalas o cuestionarios. Estos instrumentos proporcionan información de manera más objetiva y no invasiva sobre: parámetros clínicos, funcionalidad, gravedad, predicción de riesgo y calidad de vida, entre muchos otros. Esto requiere tener accesibles instrumentos de evaluación que estén adaptados culturalmente en los distintos países. La OMS recomienda desarrollar y utilizar indicadores de la salud estandarizados. En concreto exige a la investigación multicéntrica internacional tener instrumentos validados en el ámbito de la salud para poder realizar estudios comparativos a nivel internacional (Patrick, 1993).

Sin embargo, la mayoría de estas herramientas han sido elaboradas en países y culturas angloamericanas o anglosajonas (en idioma inglés) lo que hace que la adaptación cultural y lingüística cobre especial relevancia en el ámbito español, puesto que es la única forma de asegurar que tanto la versión original como la versión obtenida para su aplicación en otra cultura idiomática son equivalentes y miden lo mismo.

Cuando no se cuenta con un instrumento de medición/evaluación en el propio idioma, o en la propia cultura, los clínicos e investigadores tienen dos opciones: desarrollar uno o modificar una herramienta previamente validada en otro idioma (o cultura), lo que se denomina proceso de adaptación transcultural. Elaborar un instrumento es un proceso lento y costoso. En la segunda opción, si la adaptación consiste en una simple traducción, es poco probable que sea exitosa debido a las diferencias existentes en el idioma y la cultura.

La metodología para adaptar cuestionarios es poco conocida por profesionales sanitarios en nuestro medio, lo que explica la existencia y uso indiscriminado de instrumentos adaptados de manera incompleta o traducciones simplemente literarias. Uno de los sesgos tradicionalmente encontrados en instrumentos culturalmente adaptados es la ausencia de equivalencia conceptual de los instrumentos en distintas culturas. Por ello al validar un instrumento es necesario empezar con el proceso de traducción.

Los métodos más utilizados son: la traducción lineal, la traducción lineal con estudio piloto y la traducción-retrotraducción con personas monolingües o bilingües.

El método que se considera más completo y garantiza una mayor calidad en el proceso de traducción es la traducción retrotraducción por personas bilingües o monolingües. Este método debe evaluar en primer lugar si el fenómeno que mide el cuestionario existe en la cultura a la que se adapta. A continuación, se realizan al menos dos traducciones de la versión original a la lengua de la población diana por traductores bilingües cuya lengua materna sea la población diana. La traducción debe ser conceptual por lo que la persona que traduce debe conocer además del idioma los contenidos y el propósito del cuestionario. A partir de estas traducciones varios evaluadores miden la equivalencia semántica de las distintas versiones y un comité de revisión diseña una primera versión del cuestionario que puede testarse o no en un estudio piloto con pacientes con las mismas características que los pacientes a los que va dirigido el cuestionario. El comité de revisión, en su caso, analiza los resultados obtenidos y diseña una segunda versión del cuestionario. Esta versión se retrotraduce a la lengua original por dos personas bilingües. Estas versiones se comparan con la versión original en equivalencia semántica y el Comité de Revisión decide si se requiere modificar la versión obtenida antes de medir las propiedades psicométricas. El consensuar la última versión con alguno de los autores de la versión original del cuestionario es garantía de calidad del proceso de adaptación del cuestionario (Varela, 1997).

El producto final del proceso de adaptación debe conseguir con respecto al cuestionario original el máximo nivel de equivalencia lingüística, cultural, conceptual y psicométrica posible, para ello se propusieron una serie de recomendaciones que sirven de guía para los investigadores y profesionales en este proceso (**Tabla 5**).

La mayoría de los autores coinciden en la importancia de que los instrumentos adaptados cuenten con cinco tipos de equivalencia: contenido, semántica, técnica, criterio y equivalencia conceptual (Lira & Caballero, 2020). Estas categorías son mutuamente excluyentes.

La equivalencia de contenido se refiere al hecho que el contenido de cada ítem del instrumento sea relevante para el fenómeno estudiado en cada cultura donde será aplicado. Para algunos autores, la relevancia es el concepto clave, siendo un sinónimo de equivalencia cultural (Beck et al., 2003; Peña, 2007).

La equivalencia semántica implica que el significado de cada ítem (traducido) es el mismo en cada cultura. Por lo general es lo más difícil de lograr por problemas de traducción (Squires et al., 2013); si es demasiado literal, la sintaxis puede ser errónea en el idioma de destino. Este hecho se puede corregir a través del método iterativo de traducción-retrotraducción y puede requerir

modificaciones gramaticales en la construcción de las frases, ya que algunos idiomas difieren en cómo estructuran las palabras para expresar ideas (gramática y sintaxis). Por ejemplo, existen diferencias en el orden de las palabras en inglés y en español (sujeto-verbo-adjetivo) que requieren ser consideradas.

La equivalencia técnica verifica si la forma de medición para obtener el dato deseado es comparable en cada cultura. En otras palabras, garantiza que la forma de medir es válida en ambas culturas. Por lo general esto se revisa a través del comité de expertos quienes verifican si las escalas, instrumentos (ej. equipos) o unidades de medida cuantitativas son consistentes o existen en su cultura o ámbito, pudiendo proponerse elementos alternativos. Algunos han llamado también a esto equivalencia métrica u operacional.

La equivalencia de criterio se refiere a la relación de un instrumento con criterios independientes previamente establecidos para el mismo fenómeno (norma). En otras palabras, un instrumento es bueno, sólo si mide lo que tiene que medir. En el contexto transcultural, criterio se refiere a la capacidad del instrumento para medir el mismo fenómeno y que las conclusiones sean la misma en ambas culturas (la interpretación de la medición de la variable es la misma en cada cultura).

La equivalencia conceptual confirma que se mide el mismo constructo teórico en ambas culturas. La congruencia en el significado de los conceptos puede requerir el uso de expresiones que sean equivalentes en lugar de idénticas. Esto es especialmente importante en instrumentos que utilizan expresiones coloquiales, que requieren constructos conceptualmente equivalentes, en lugar de una traducción literal. Esta equivalencia se refiere a la validez del concepto o hecho experimentado por las personas en la cultura de destino, ya que los ítems pueden ser equivalentes en significado semántico, pero no en el conceptual.

| Categorías | Número de directrices | Aspectos analizados |
|------------------------------------|------------------------------|--|
| Previas | 5 | - Marco legal - Diseño - Evaluación del constructo |
| Desarrollo | 5 | - Adaptación lingüística - Adaptación cultural - Estudios piloto |
| Confirmación | 4 | - Recogida de datos - Equivalencia - Fiabilidad - Validación |
| Aplicación | 2 | - Administración |
| Puntuación e interpretación | 2 | - Interpretación de las puntuaciones - Comparabilidad |
| Documentación | 2 | - Cambios entre versiones - Uso correcto |

Tabla 5. Categorías y aspectos analizados por las Nuevas Directrices de la Comisión Internacional de Tests para la traducción y adaptación de los tests.

Fuente: adaptado de Muñiz, J et al. (Muñiz et al., 2013).

1.6. PROPIEDADES CLINIMÉTRICAS O PSICOMÉTRICAS DE LAS ESCALAS DE EVALUACIÓN DEL HOMBRO

La psicometría ha sido desde principios del siglo XX el área o metodología científica dedicada a desarrollar sistemas para medir parámetros psicosociales mediante procedimientos estandarizados, en el ámbito de la psicología y la educación. El término clinimetría nació en 1982 de la mano de Feinstein (Feinstein, 1982) en aras de trasladar estos métodos de la psicometría a la práctica clínica, para el desarrollo de escalas y otros instrumentos que midieran de forma estandarizada parámetros clínicos como síntomas o signos. Ambos términos son, por tanto, dos caras de la misma moneda (Devet et al., 2003) y se pueden utilizar indistintamente para referirse al estudio de las propiedades de un instrumento de medida en la práctica clínica. Se ha propuesto como elemento diferenciador de ambos términos el hecho de que la psicometría estudie constructos unidimensionales usando varios ítems para medirlo (escalas de depresión o ansiedad) y que la clinimetría estudie constructos multidimensionales con único índice (el test de Apgar o el TNM) (Devet et al., 2003), aunque algunos autores abogan por abolir esta distinción (Streiner, 2003). En cualquier caso, las propiedades a las que ambos términos se refieren son, principalmente, la validez, la fiabilidad y la sensibilidad al cambio de los instrumentos de medida. Otras propiedades secundarias son la eficiencia de administración (el tiempo que supone utilizar un instrumento determinado para realizar una medición), la eficiencia de puntuación (el tiempo que supone calcular la medida) y la interpretabilidad (capacidad para asociar cambios cualitativos y clínicamente significativos a las medidas cualitativas del instrumento).

Para utilizar con garantía un cuestionario es necesario comprobar que mide apropiadamente y de modo constante en las mismas circunstancias, que es sensible a los cambios de la situación clínica, que en la práctica no presenta dificultades de aplicación, etc. Toda esta comprobación de sus características es lo que se llama proceso de validación. Este proceso se realiza inicialmente en el idioma original y debe reiterarse cuando se altera la estructura o cuando cambia el idioma en el que se aplica. Validar una versión en idioma diferente al original consiste en adaptar culturalmente el cuestionario al medio donde se quiere utilizar y volver a comprobar que conserva las características psicométricas adecuadas para medir aquello para lo que fue diseñado (Argimon Pallàs & Jiménez Villa, 2019).

1.6.1. Validez

La validez es la exactitud con que un instrumento mide lo que intenta medir y se puede diferenciar en validez de constructo, validez de contenido y validez de criterio.

La validez de constructo es el término más general y que puede englobar al resto de tipos de validez, refiriéndose nuevamente a la capacidad del instrumento para cumplir con la hipótesis de medida para la que está diseñado. Este tipo de validez se comprueba mediante la correlación de un instrumento con otros que miden lo mismo, utilizando frecuentemente el coeficiente de correlación de Pearson. En el caso que nos ocupa, la validez de constructo del test de Constant se comprobaría mediante la correlación de sus resultados con los proporcionados por otras escalas de evaluación funcional del hombro.

La validez de contenido se refiere al grado de representación que tiene el atributo o cualidad medida en los elementos del instrumento de medición. Por tanto, la validez de contenido de una escala funcional del hombro sería alta si ésta incluyese elementos de valoración relevantes para esta articulación.

La validez de criterio es la capacidad de un instrumento para pronosticar mediante su medición una variable de interés (criterio) ajena al instrumento de medida y se evalúa mediante un coeficiente de validez que expresa la correlación entre el instrumento de medida y el criterio.

1.6.2. Fiabilidad

La fiabilidad se refiere a la reproductibilidad de los resultados con un mismo instrumento de medida, obteniendo resultados similares cuando se utiliza en múltiples ocasiones o por varios examinadores distintos. Esta propiedad clinimétrica se evalúa mediante el coeficiente de correlación intraclase (CCI). Del desacuerdo en las medidas (es decir, la disminución de este CCI) nace el error estándar de medida (SEm), que representa la variabilidad esperada en un instrumento al realizar varias medidas. Este SEm condiciona, asimismo, el mínimo cambio detectable (MDC), que se refiere a la cantidad de cambio necesaria en una medida para considerarse un verdadero cambio y no ser fruto de esa variabilidad esperada (SEm).

Otra parte de la fiabilidad es la consistencia interna, que se refiere a la capacidad de un instrumento para valorar varios aspectos un mismo atributo sin caer en la redundancia (consistencia interna demasiado alta) y sin ser muy heterogénea (consistencia interna demasiado baja). El coeficiente *alfa* de Cronbach es el indicador que se utiliza habitualmente para expresar la consistencia interna de un test.

1.6.3. Sensibilidad al cambio

La sensibilidad al cambio es la capacidad de un instrumento para detectar variaciones en la medida tras una intervención. Habitualmente se representa mediante la sensibilidad y especificidad del test, así como con la combinación gráfica de ambos en una curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*, o característica operativa del receptor).

La sensibilidad de un instrumento de medida se refiere a la capacidad de éste para incluir en una categoría determinada a todos los elementos medidos que teóricamente corresponden a esa categoría. La especificidad, por el contrario, es la habilidad del test para que en una categoría determinada no existan elementos medidos que teóricamente no correspondan a ella.

Otros parámetros que se relacionan con la sensibilidad al cambio del test son la diferencia mínima clínicamente importante y los efectos techo y suelo. La diferencia mínima clínicamente importante es la variación más pequeña en el resultado del test que el paciente puede identificar como importante y que puede suponer un cambio en el manejo clínico del mismo. Los efectos techo y suelo se refieren a la mayor o menor incapacidad del instrumento para discriminar medidas muy altas o muy bajas, respectivamente.

1.7 ¿POR QUÉ LA NECESIDAD DE VALORES DE REFERENCIA ESPECÍFICOS PARA CADA POBLACIÓN?

Las proyecciones más recientes estiman que España será el país más envejecido del mundo en el año 2050, momento en el que 15,7 millones de personas serán mayores de 65 años, 31,4% de la población (frente al 19,6% actual) y habrá 5,8 millones de personas mayores de 80 años, 11,6% de la población (frente al 6% actual). Durante las últimas décadas, el aumento de la esperanza de vida al nacer (**Figura 2**) y la mejoría de la calidad de vida y de la funcionalidad con las personas que alcanzan la vejez, han traído cambios en lo que se entiende por ser anciano y los 65 años que por convenio marcaban el límite para considerarse anciano se lleva replanteando desde hace casi 20 años (Orimo et al., 2006). Alrededor del 15% de la literatura científica actual en torno a la cirugía ortopédica y la traumatología ya define al anciano con una edad superior a 65 años (Sabharwal et al., 2015).

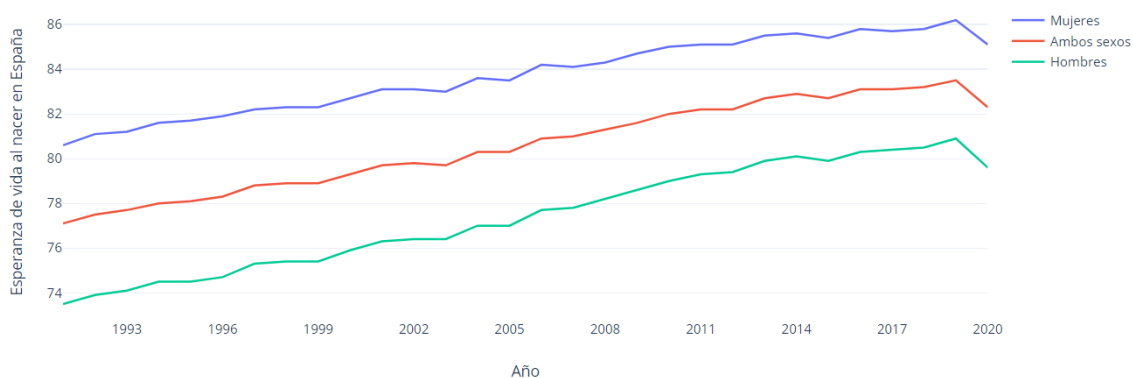


Figura 2. Esperanza de vida al nacer en España, desde 1990 hasta el 2020. Fuente: Instituto Nacional de Estadística (ine.es).

Los mismos cambios que han propiciado este cambio de paradigma, son los que nos hacen replantearnos que los valores de referencia de funcionalidad de una articulación que se registraron hace 40 años, no pueden ser los mismos valores que presenta la población actual. Si bien esto es un fenómeno más o menos transversal en todas las poblaciones del planeta, es más llamativo en las poblaciones más envejecidas y con una mejor calidad de vida en la vejez, como en este caso, la población española. Nuestra población presenta en la actualidad un índice de envejecimiento de 140%, lo cual quiere decir que la población de mayor 65 años es un 40% más numerosa que la población menor de 15 años (**Figura 3**). No solo eso, nuestro país es el tercero del planeta con una mayor esperanza de vida sana (World Health Organization, 2016), que se

define como los años que una persona ha podido vivir libre de enfermedades o lesiones importantes.

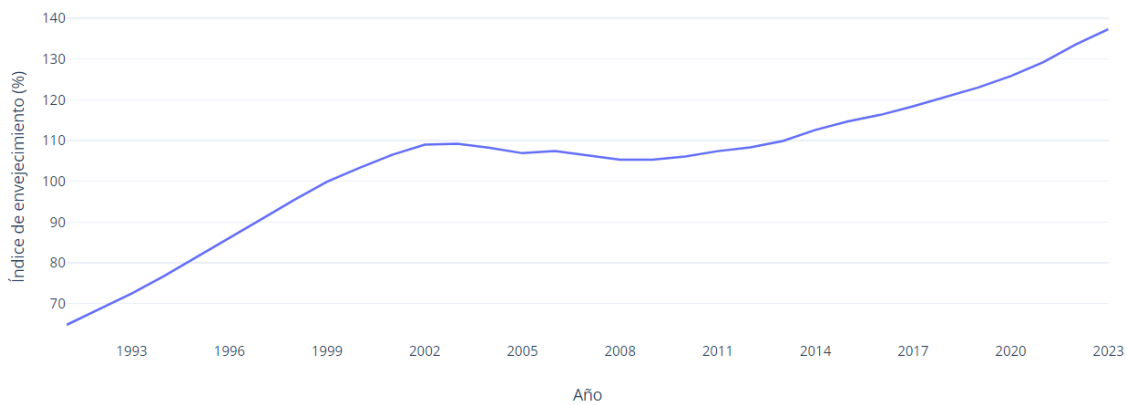


Figura 3. Índice de envejecimiento en España desde 1990 hasta 2023. *Fuente: Instituto Nacional de Estadística (ine.es)*

Estos factores hacen que los antiguos valores de referencia de los test funcionales estén especialmente distorsionados en nuestra población y, por ende, que creamos necesaria una revisión de estos valores; en nuestro caso, los valores de referencia de la escala de valoración funcional del hombro CMS.

Apartado II:

JUSTIFICACIÓN E HIPÓTESIS

2.1. JUSTIFICACIÓN DEL ESTUDIO

La patología del aparato locomotor en la cintura escapular puede llegar a afectar de forma invalidante a la función del miembro superior, imposibilitando o reduciendo la capacidad de los pacientes para situar la mano en el espacio y debilitando la potencia de la extremidad. Esta reducción de movilidad, fuerza y, en definitiva, funcionalidad del hombro se evalúa por cirujanos ortopédicos mediante distintas escalas que puntúan elementos objetivos y subjetivos relacionados con las magnitudes anteriores. La escala diseñada por Constant y Murley en 1987 y estandarizada en 2013 por Ban (Ban et al., 2013) valora en 4 apartados diferenciados el dolor, el impacto sobre las actividades de vida diaria, la movilidad y la fuerza en la articulación del hombro. El sumatorio de estos apartados arroja una puntuación de un máximo de 100 puntos. A pesar de que esta puntuación máxima de 100 puntos correspondería a sujetos completamente sanos desde el punto de vista de la articulación del hombro, sabemos por la literatura científica publicada hasta la fecha, que las puntuaciones máximas obtenidas en esta escala en sujetos sanos no alcanzan los 100 puntos en muchos estratos poblacionales. Esto es debido a que como se ha demostrado en estudios previos conforme la población envejece, el valor es menor; a pesar de no padecer condición patológica alguna (Leschinger et al., 2017). Por lo tanto, para conocer la situación funcional del hombro de nuestros pacientes en un contexto patológico resulta imprescindible disponer de unos valores objetivos estratificados por edad y sexo de la población sana, máxime cuando la afectación bilateral del hombro no es nada infrecuente en multitud de patologías.

Los valores de referencia o "normales" de la escala de Constant para diferentes subgrupos dentro de la población española nunca han sido establecidos y tan sólo se disponen de valores de referencia antiguos y de regiones que poco tienen que ver con una población como la española que cada vez alcanza la ancianidad con una funcionalidad más conservada. Por todo ello, se planteó este estudio que tenía como finalidad el *establecimiento de estos valores de referencia*.

Sin embargo, al plantearnos la realización del mencionado trabajo nos percatamos de la ausencia de validación y adaptación transcultural de la escala de Constant para la población española. Aunque la Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo (SECH) proporcionaba una versión traducida de la escala, su adaptación no había sido realizada. Sin su validación y adaptación el cálculo de los valores de referencia carece de sentido. Existe una traducción previa de la escala al español de Argentina realizada por Gómez et al. (Gómez et al., 2022), pero esta versión no está validada ni sus valores se encuentran normalizados. Aunque el colectivo médico está ampliamente familiarizado con tecnicismos y anglicismos, es el paciente el que debe comprender

la escala para asegurarnos de que esta mide lo que pretende medir, máxime en escalas donde figuran componentes de subjetividad. De tal manera que para asegurarnos de que la escala original tenía una equivalencia semántica, conceptual, de contenido, técnico y de criterio en nuestra cultura era necesario realizar un proceso de *traducción y adaptación transcultural*. Finalmente, para determinar la calidad de la medición del instrumento de medida generado tras dicha adaptación cultural resultaba imprescindible realizar su *validación*.

2.2. HIPÓTESIS

En el presente estudio se plantean tres hipótesis de trabajo:

1. La traducción y adaptación cultural de la escala de Constant al español generarán un test que será comprensible y aplicable a la población española.
2. Esta versión española de la escala de Constant presentará una validez y fiabilidad similar a la de la versión original.
3. Los valores de referencia de la escala de Constant para la población española diferirán de los valores establecidos en otras poblaciones y variarán entre los distintos grupos de edad y sexo.

Apartado III:

OBJETIVOS DEL ESTUDIO

Objetivos principales:

1. **Traducción y adaptación cultural:** Traducir la escala al español y adaptarla culturalmente para asegurar su pertinencia y comprensión en la población española.
2. **Validación:** Determinar las propiedades psicométricas de la escala traducida y adaptada, incluyendo la validez y la fiabilidad.
3. **Valores de referencia:** Establecer los valores de referencia para la población española, permitiendo su uso clínico y comparativo en futuros estudios.

Objetivos secundarios:

1. Evaluar los distintos **tipos posibles de validez:** de constructo, de contenido y de criterio.
2. Determinar la **consistencia interna** del test.
3. Analizar la **fiabilidad test-retest** intra-observador e inter-observador.
4. **Desglose de resultados:** Analizar los resultados desglosados en las diferentes dimensiones que mide la escala (dolor, actividades de la vida diaria, movilidad y fuerza) para identificar cómo varían individualmente entre los distintos grupos poblacionales.

Apartado IV:

MATERIAL Y MÉTODOS

4.1. FASES

El estudio engloba tres fases:

1. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL
2. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT
3. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA)

Toda la preparación previa, el proceso y diseño de este trabajo en relación con la adaptación cultural, traducción y validación de la versión en español de la escala original se ha puesto en conocimiento del autor del cuestionario original: el profesor Constant (**Anexo 1**).

4.2. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL

Para este proceso se empleó la CMS modificada de 2008 (C. R. Constant et al., 2008) y las recomendaciones internacionales de Beaton et al. para la adaptación transcultural de escalas con variables subjetivas (Beaton et al., 2001). Dichas recomendaciones consisten en seis pasos: traducción, síntesis de esta traducción, retrotraducción al idioma original, revisión por un comité de expertos y finalmente un pretest en una muestra poblacional. Estos pasos aparecen esquematizados en la **Figura 5**.

A) *Traducción*

La escala fue inicialmente traducida por dos traductores independientes y bilingües. El primer traductor realizó la traducción 1 (T1) y se trataba de un cirujano ortopédico mientras que el segundo traductor realizó la traducción 2 (T2) y era un escritor sin conocimientos médicos previos. Ambos presentaron un informe escrito con comentarios sobre los puntos más confusos, qué dudas a la hora de traducir habían tenido y qué razones había para haber utilizado una expresión lingüística u otra.

B) *Síntesis de la traducción*

Posteriormente se realizó una síntesis de ambas traducciones en una reunión con ambos traductores donde se discutieron todas las discrepancias. En caso de que una discrepancia no se pudiese resolver, esta era revisada por un tercer traductor. La escala común generada a partir de T1 y T2, fue revisada por todo el equipo investigador para identificar los ítems que necesitaban ser adaptados culturalmente.

C) *Retrotraducción*

Se realizó después la retrotraducción al inglés de la escala previamente traducida por dos traductores bilingües jurado, independientes y sin conocimiento previo de la CMS. Se generaron así la retrotraducción 1 (RT1) y la retrotraducción 2 (RT2) que, al igual que en las traducciones T1 y T2, fueron posteriormente consensuadas en una sola retrotraducción que fue también evaluada culturalmente por el equipo investigador. El objetivo de esta nueva traducción era asegurarse de que la versión española reflejase fielmente los contenidos y el significado de la versión original en inglés.

D) Revisión por comité de expertos

Se realizó finalmente una revisión de todas las traducciones y retrotraducciones realizadas por un comité de expertos formado por todos los traductores involucrados, los miembros del equipo investigador y otros profesionales sanitarios (2 enfermeras de planta y dos enfermeras de consulta) que evaluaron no sólo la traducción si no también la adaptación transcultural. En esta fase se aseguró la equivalencia semántica e idiomática de las traducciones y se revisaron todos los comentarios realizados en las fases previas del proceso de traducción. Se evaluó si el cuestionario final presentaba una equivalencia experiencial y conceptual. Adicionalmente, se contactó al autor del cuestionario original, el Dr. Constant, para informarle del proceso.

E) Pretest (primera evaluación de la versión española generada)

Un pretest cognitivo con la versión preliminar se realizó en una muestra de 30 sujetos con hombro doloroso (15 mujeres y 15 hombres) que tenían como lengua nativa el español (se excluyeron hombros dolorosos por inestabilidad o cirugías previas). La parte subjetiva del test se expuso a estos pacientes para evaluar si el cuestionario traducido era comprensible, el vocabulario adecuado, y las expresiones pertinentes en la cultura española como se ha realizado en publicaciones previas para la adaptación de cuestionarios de características similares (Vrotsou et al., 2016). Para ello se les preguntó a los pacientes después de cada uno de los ítems subjetivos de la escala las siguientes cuestiones: “¿entiende usted el significado de esto?” y “¿puede usted describir el significado con sus propias palabras?”.

Los resultados preliminares se revisaron nuevamente por un comité de expertos y los cambios y mejoras necesarios se incluyeron para dar lugar a la versión final de la escala (**Anexo 2**). Estos pacientes fueron incluidos en el estudio de validación posterior.

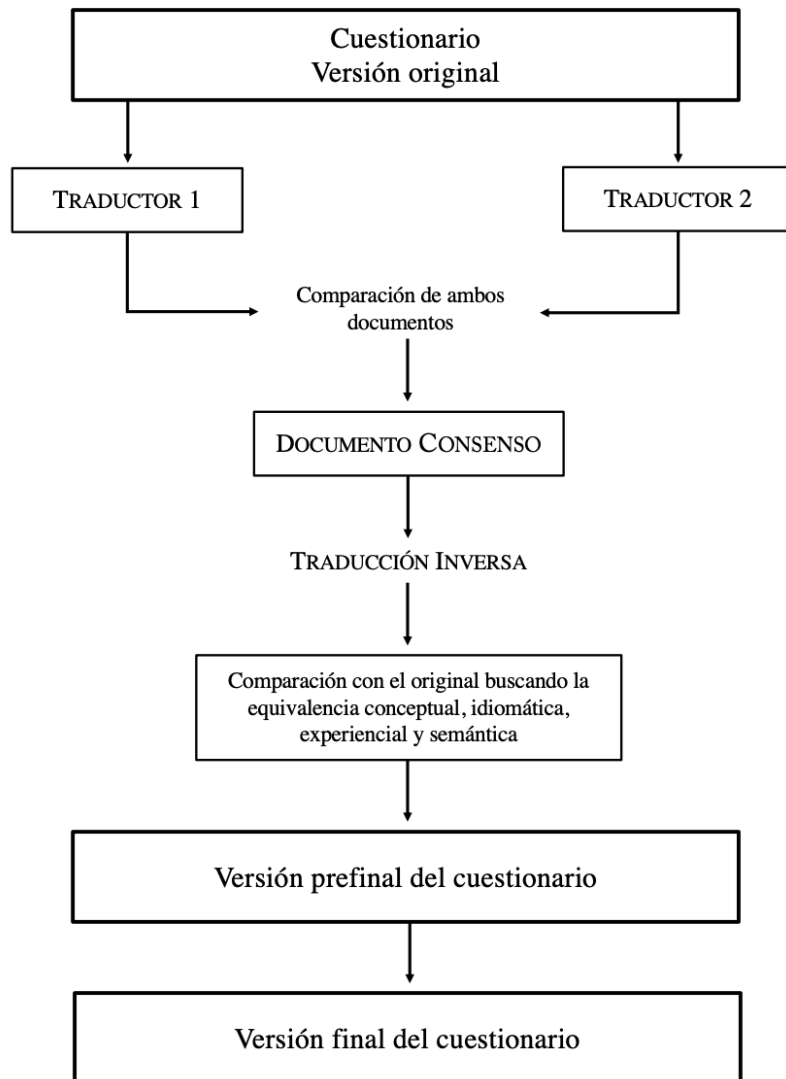


Figura 5. Proceso de traducción y adaptación transcultural.

4.3. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT

4.3.1. Población y criterios de inclusión

Los participantes se reclutaron por residentes y facultativos especialistas de área de cirugía ortopédica del Hospital Clínico San Carlos de Madrid de las Consultas externas de cirugía de hombro y codo, de la urgencia hospitalaria y de los centros de especialidad asociados a dicho Hospital.

Se **incluyeron** pacientes de edad ≥ 18 años con patología de hombro que iban a recibir tratamiento quirúrgico o conservador y que eran capaces de hablar y escribir en español.

Como **criterios de exclusión** se establecieron:

- Pacientes menores de 18 años.
- Cirugías previas del hombro afectado.
- Deterioro cognitivo relevante (a criterio del investigador).
- Escaso conocimiento de la lengua española.
- Pacientes con inestabilidad de hombro (este criterio de exclusión se debe a que, como se mencionó en la introducción, esta patología no es evaluada correctamente por esta escala).

4.3.2. Variables a estudio

Además de recoger las puntuaciones de la escala para cara hombro estudiado, incluyendo las puntuaciones totales y las puntuaciones de los subapartados, se recogieron datos demográficos relevantes:

- Sexo: hombre o mujer.
- Hombro afectado: derecho o izquierdo
- Dominancia: diestro o zurdo
- Edad: en años.
- Comorbilidades: diabetes, trastornos tiroideos.
- Situación Laboral: trabajador manual, trabajador de oficina, empleado del hogar, pensionista y desempleado o estudiante.
- Nivel educacional: educación primaria (6-12 años), educación secundaria (12-16 años) y educación superior (universitaria y formación profesional de grado superior).

· Diagnóstico de la patología de hombro: capsulitis adhesiva, síndrome subacromial, tendinitis calcificante, rotura de manguito, artrosis glenohumeral, artropatía de manguito y artrosis acromioclavicular.

4.3.3. Metodología

En el proceso de validación de la versión final de la escala en español, los pacientes fueron evaluados tres veces. Las dos primeras mediciones fueron realizadas el mismo día por diferentes observadores (CMS1; CMS2) y la tercera medición (CMS3) se realizaba a las dos semanas por uno de los investigadores que había realizado la primera medición (CMS1). Tan sólo se incluyó un hombro por paciente, aquel hombro patológico por el que el paciente estaba siendo tratado en consultas en el momento actual y presentaba una sintomatología activa. Todos los pacientes fueron informados sobre el estudio de investigación de forma verbal y a través de un consentimiento escrito (**Anexo 3**), previamente aprobado por el Comité Ético de Investigación Clínica del HCSC (C.I. 21/008-E).

Una vez incluidos todos los pacientes necesarios según el cálculo muestral realizado previamente y que se discutirá más adelante, se realizó el estudio estadístico para evaluar la validez, fiabilidad y sensibilidad al cambio del cuestionario, que son las propiedades psicométricas más importantes a estudiar en el proceso de validación de un cuestionario (**Figura 6**).

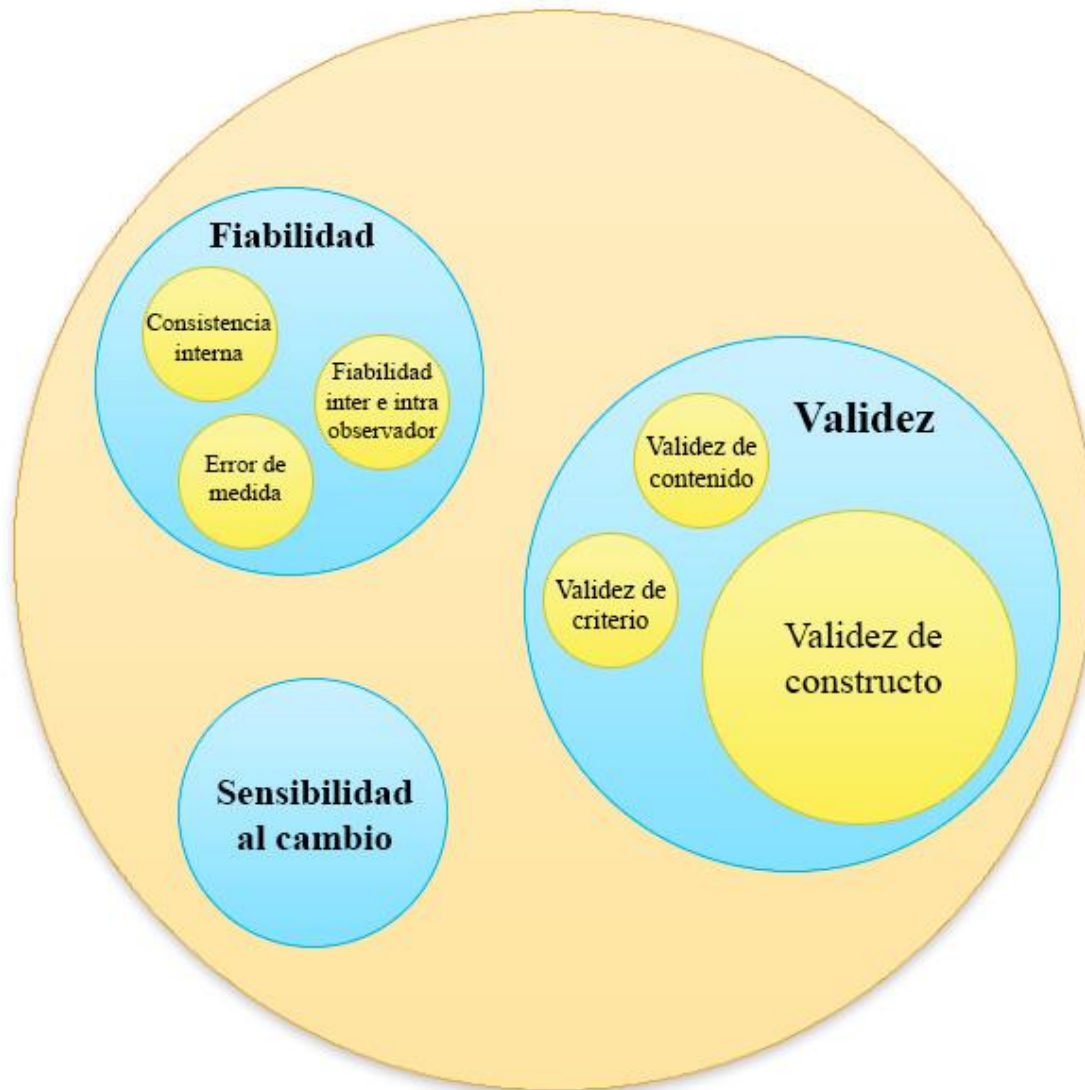


Figura 6. Taxonomía de las relaciones entre las propiedades psicométricas. *Adaptado de Mokkink et al. (Mokkink et al., 2010)*

4.3.4. Validez

A) Validez de contenido

La validez de contenido pretende determinar si las preguntas del cuestionario reflejan las características del problema que se desea medir (Urrutia Egaña et al., 2014). La validez de contenido no suele ser expresada de forma cuantitativa, sino que se estima de manera intersubjetiva. El procedimiento más empleado para determinar la validez de contenido es el *juicio de expertos*, mediante el cual un grupo de expertos en el campo estudiado por el cuestionario realizan una valoración de este (Lacave Rodero et al., 2016). El índice de

valoración del contenido para una escala es el porcentaje del total de ítems en los que los expertos conceden la puntuación de 3 o 4.

B) Validez de constructo

La validez de constructo tiene como objetivo explorar el cuestionario y averiguar si las relaciones entre las variables definen una estructura dimensional que se mantiene invariante y que puede servir de base para la interpretación de los resultados en diferentes poblaciones (Lacave Rodero et al., 2016).

La validez de constructo de la versión final en español de la CMS se analizó mediante un análisis factorial exploratorio (AFE). Previamente, es necesario calcular la adecuación del muestreo mediante el valor de Kaiser Meyer Olkin (KMO), que contrasta si las correlaciones parciales entre las variables son suficientemente pequeñas. Posteriormente, se calculará la fuerza de relación entre las variables a través de la prueba de esfericidad de Bartlett. Después de calcular el KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett, si los resultados son favorables, se procederá a calcular el número ideal de factores para el AFE mediante un análisis de componentes principales (ACP). Esta prueba concluye que el número ideal de factores es aquel que presente el valor Eigen más pequeño, siempre y cuando sea superior a 1. Finalmente, para generar la matriz de componentes rotados, se empleará el método de rotación Varimax con Kaiser. Los ítems con un alto factor de carga serán considerados parte de un factor. La validez de constructo también se evaluará mediante el cálculo del coeficiente de correlación de Pearson entre los distintos ítems de la CMS1. Si las correlaciones son bajas o no son estadísticamente significativas, significará que cada ítem es independiente y está aportando información al cómputo total de la escala.

C) Validez de criterio

La validez de criterio hace referencia al grado en el que un cuestionario determinado se correlaciona con los valores de otro instrumento que mida la misma variable. Generalmente la comparación se realiza con el instrumento de referencia en el campo que se quiera medir. Debido a que no existe una escala de referencia para valorar la funcionalidad de hombro, se decidió evaluar a los pacientes con otras 2 escalas contrastadas en la literatura médica. A diferencia de la CMS, estas escalas sólo se realizaron la primera vez que el paciente fue evaluado. Las escalas escogidas

fueron el *Simple Shoulder Test* (SST, **Anexo 4**) y el *American Shoulder and Elbow Surgeons Standardized Shoulder Assessment Form* (ASES, **Anexo 5**) validadas para la población Española (Membrilla-Mesa et al., 2015; Vrotsou et al., 2016). Se calculó el coeficiente de correlación de Pearson entre los valores de la CMS1 y de las escalas SST y ASES para determinar la validez de criterio.

4.3.5. Fiabilidad

A) Consistencia interna

La consistencia interna de un instrumento muestra el grado de homogeneidad de la medida cuando los ítems miden la misma variable. Se suele valorar por medio del alfa de Cronbach que correlaciona interelementos promedio y asume que las preguntas miden un mismo constructo y están altamente correlacionadas. El alfa de Cronbach varía entre 0 y 1 y cuanto mayor sea el valor mayor será la consistencia interna. Posteriormente se irán eliminando ítems de forma individual para observar si este valor aumenta o disminuye. En el caso de que el valor del alfa de Cronbach aumente considerablemente al retirar un ítem, este será eliminado del cuestionario final.

B) Fiabilidad inter-observador

La fiabilidad inter-observador valora la existencia de diferencias cuando el cuestionario ha sido realizado por dos individuos diferentes. En nuestro estudio, hubo dos investigadores que pasaron el CMS en español al mismo paciente durante el mismo día. Para analizar la fiabilidad inter-observador, se calculó el coeficiente de correlación de Pearson, la T de Student y el coeficiente de correlación intraclase (CCI) de los resultados de la CMS1 y CMS2. Se creará también un diagrama de Bland y Altman para representar las posibles diferencias que existan entre CMS1 y CMS2.

C) Fiabilidad intra-observador

La fiabilidad intra-observador valora la existencia de diferencias cuando el cuestionario ha sido realizado por un mismo individuo en momentos diferentes. En nuestro estudio, el mismo investigador realizaba el CMS1 y el CMS3 a las 2 semanas. Para analizar la fiabilidad intra-observador, se calculó el coeficiente de correlación de Pearson, la T de Student y el coeficiente de correlación intraclase

(CCI) de los resultados de ambas medidas. Se creará también un diagrama de Bland y Altman para representar las posibles diferencias que existan entre CMS1 y CMS3.

4.3.6. Cálculo del tamaño muestral y análisis estadístico

En relación al tamaño muestral se recomiendan 10 sujetos por ítem evaluado (T. A. Brown, 2015). Como la escala consta de 8 ítems, se necesitarían 80 pacientes. Teniendo en cuenta la experiencia previa con estudios de similares características, se prevé que un 30% de los pacientes reclutados podrían acabar excluidos en el estudio (Vrotsou et al., 2016), por lo que la muestra final debería ser de 104 pacientes.

Para realizar los análisis estadísticos descritos en los párrafos previos, se contó con la Unidad de apoyo metodológico a la investigación (UAMI) del Instituto de Investigación Sanitaria del Hospital Clínico San Carlos. Para su realización, se empleó el programa estadístico IBM SPSS (versión 22; IBM, Armonk, Nueva York, Estados Unidos). Las variables cualitativas se expresaron con porcentajes y las variables cuantitativas, con su media y desviación estándar, a no ser que se indique lo contrario. Se estableció el límite de la significación estadística en los test de contraste de hipótesis en $p < 0,05$.

4.4. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA)

4.4.1 Población

Los participantes se reclutaron de manera aleatoria del área sanitaria 7, en concreto del Hospital Clínico San Carlos de Madrid, de las Consultas externas del propio hospital, de la urgencia e ingresos hospitalarios, y de los centros de especialidad asociados a dicho hospital (Avenida de Portugal y Modesto la Fuente) que acuden por otras patologías no relacionadas con el hombro. Se incluyeron también voluntarios sanos del área local.

La comunidad de Madrid presenta una pirámide poblacional (distribución por edad y sexo) muy similar a la del resto de la población española (**Figura 7**). De igual manera el municipio donde se encuentra el área sanitaria 7, de donde se han obtenido los pacientes del estudio, presenta también una pirámide poblacional muy similar a la del resto del territorio nacional (**Figura 8**).

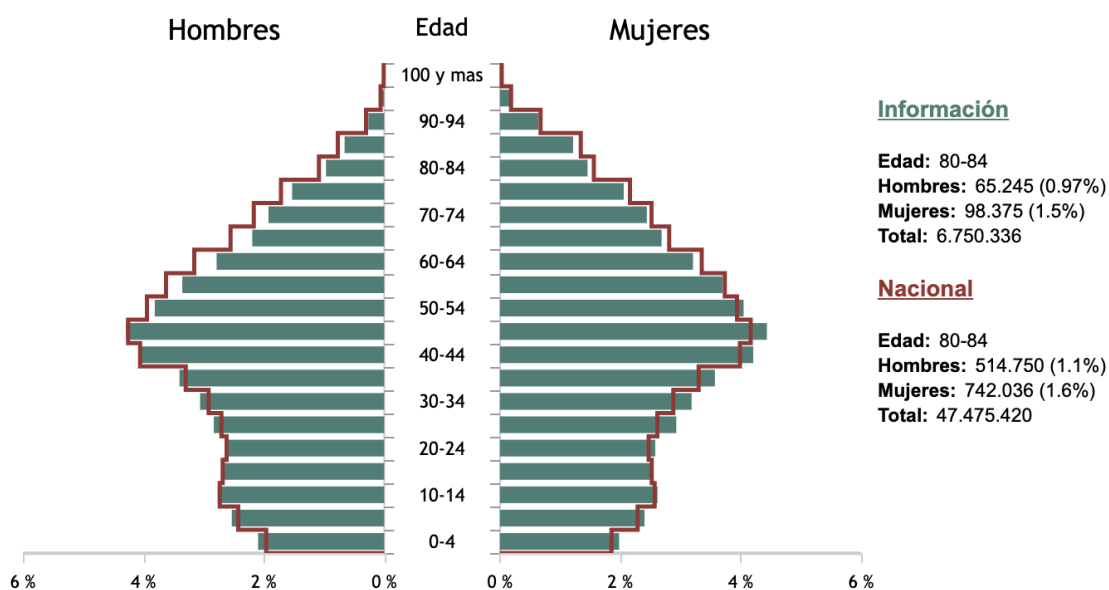


Figura 7. Pirámide poblacional de la comunidad de Madrid (verde) y total Nacional (rojo) en el año 2022. Fuente: Instituto Nacional de Estadística (<https://www.ine.es/covid/piramides.htm#>)

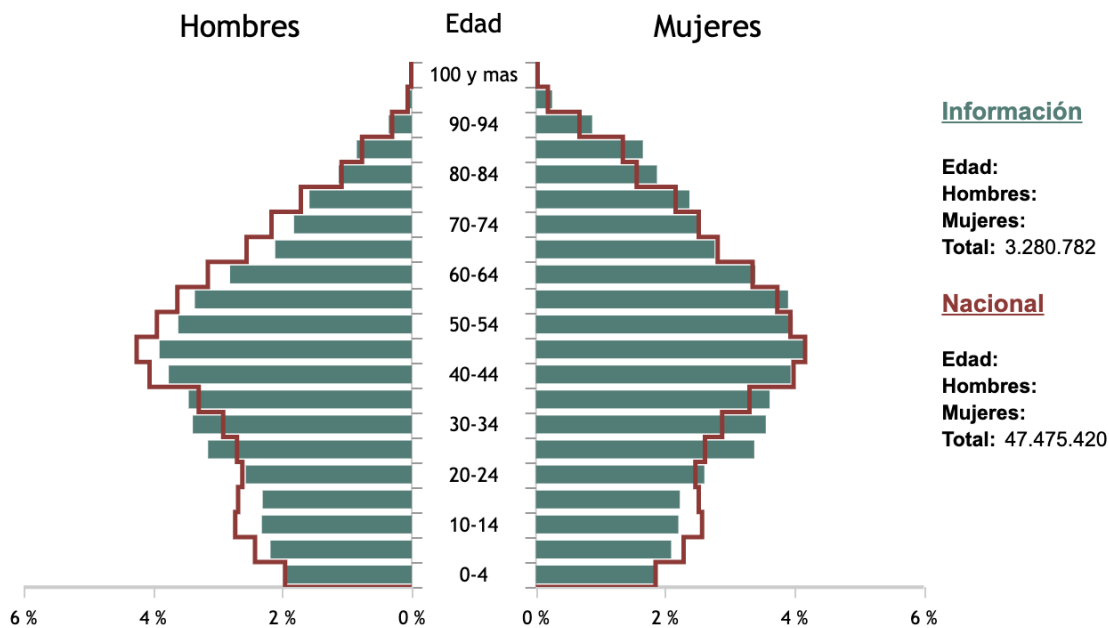


Figura 8. Pirámide poblacional del municipio de Madrid (verde) y total Nacional (rojo) en el año 2022. Fuente: Instituto Nacional de Estadística (<https://www.ine.es/covid/piramides.htm#>)

A su vez el área 7 y su Hospital de referencia, El Hospital Clínico San Carlos, atienden a una población de características muy similares a las de la Población nacional como se observa en la

Figura 9. Por lo tanto, a priori, se trata de una población de características muy similares.

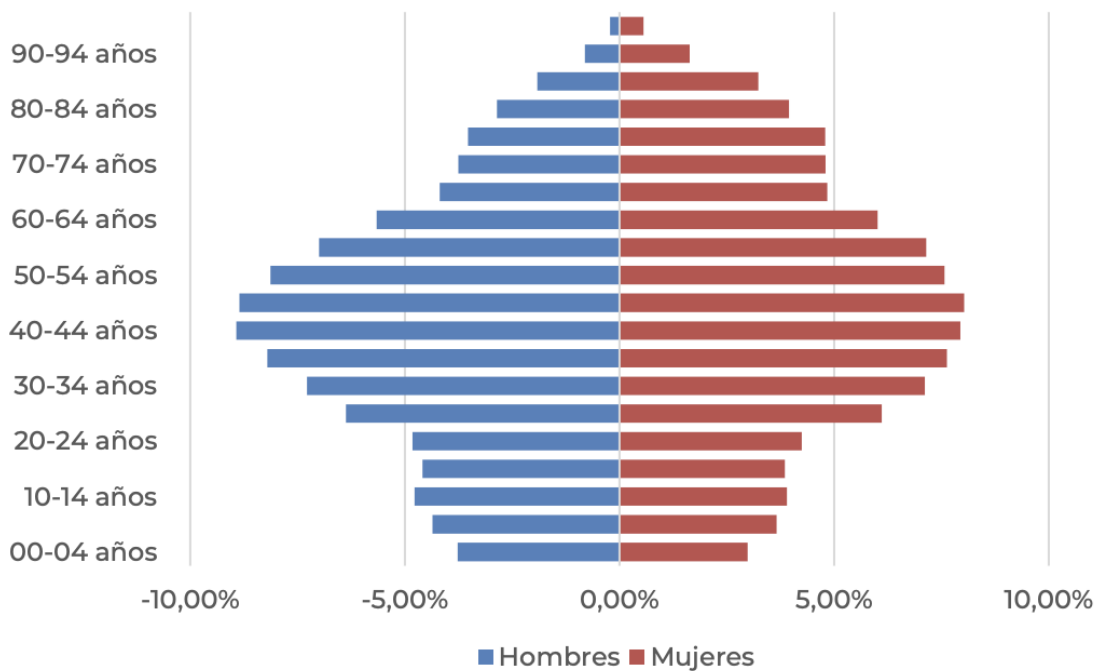


Figura 9. Pirámide poblacional del Hospital Clínico San Carlos en el año 2021. Fuente: SIP-Cibeles

4.4.2. Criterios de inclusión y exclusión

Se **incluirán** en el estudio voluntarios sanos españoles, mayores de edad y que cumplan el requisito de no presentar ninguna patología o intervención quirúrgica previa en el hombro, además de tener una capacidad cognitiva suficiente para realizar adecuadamente las maniobras solicitadas y para responder a las preguntas que incluye la escala.

Por hombro normal se entiende la definición publicada por Constant (C. Constant, 1986): hombro sin dolor y capaz de realizar todas las actividades que el sujeto desea. En este sentido, Constant consideraba que en un hombro sano debería tener 35 puntos en los apartados de valoración subjetiva de la escala. Esto corresponde a una puntuación máxima tanto en el apartado del dolor como en el apartado de las actividades básicas de la vida diaria. Sin embargo, dado que la función del hombro como hemos comentado anteriormente se reduce con la edad y dado que observamos al inicio del estudio que muchos pacientes con hombros indoloros y sin percepción de patología en su hombro eran incapaces de realizar todas las ABVD, consideramos hombro sano aquel sin dolor (15 puntos en el apartado de dolor) y con ninguna o mínima limitación de las actividades del día a día (más de 18 puntos en el apartado de actividades básicas de la vida diaria).

Se **exluyeron** los pacientes que presentaron:

- Patología diagnosticada (musculoesquelética o neurológica) o cirugías previas (cervical o torácica) que pueda limitar la función del hombro.
- Cirugía previa en el hombro.
- Déficit cognitivo que impida o dificulte la consecución de las maniobras solicitadas o la respuesta de las preguntas que incluye la escala.
- Datos insuficientes para una evaluación completa.

Además, para excluir a pacientes cuyos hombros pudieran haber sido considerados erróneamente como normales, se excluyeron aquellos que presentaron:

- Negación de un hombro normal y sano, experiencia subjetiva de una función de hombro menos que completa o con alteraciones.
- Menos de 90° de flexión anterior activa o abducción.
- Menos de 20° de rotación externa activa.
- Menos de 1,5 kg de fuerza de abducción.

4.4.3. Metodología

Se realizó un estudio transversal y observacional que analizó la funcionalidad del hombro de una muestra representativa de la población española a través de la escala de Constant.

Todos los pacientes fueron informados sobre el estudio de investigación de forma verbal y a través de un consentimiento escrito (**Anexo 3**), previamente aprobado por el Comité Ético de Investigación Clínica del Hospital Clínico San Carlos (C.I. 21/008-E). Se utilizó el CMS validado al español por el grupo investigador (Lopez & Garríguez-Pérez et al., 2023, **Anexo 6**).

En esta fase, al igual que en la anterior, la escala de Constant se administró a los pacientes por evaluadores que eran en todos los casos traumatólogos entrenados específicamente en la realización de la misma. El balance articular se midió con un goniómetro manual digital. Para la medición de la fuerza se utilizó un dinamómetro Lafayette modelo 01165 (Lafayette Hand-Held Dynamometer; Lafayette Instrument, Lafayette, IN, USA). La fuerza se midió situando el dinamómetro en el dorso de la muñeca, de forma que el individuo debía ejercer fuerza dirigiendo el brazo hacia arriba contra el dinamómetro sujeto por el evaluador, partiendo de una posición de 90° de abducción y 90° de flexión del hombro, con el codo bloqueado en extensión, la muñeca bloqueada en pronación y el puño cerrado. Se registraron el mejor resultado de tres intentos consecutivos, separados por 1 minuto de descanso entre ellos y utilizando el kilogramo como unidad de fuerza. Un ejemplo del proceso de evaluación con la escala de Constant fue grabado en vídeo por los investigadores principales del estudio y se utilizó como guía para el resto de evaluadores con el fin de minimizar al máximo la variabilidad interobservador de las mediciones.

Para establecer la puntuación se realizaron 4 apartados. El primer apartado de dolor otorga de 0 a 15 puntos que se extraen de una escala lineal en forma de escala visual analógica donde el paciente debe señalar su nivel de dolor. El segundo apartado, que valora el impacto del hombro sobre las actividades de la vida diaria (ABVD), consta de 4 preguntas subjetivas que suman un total de 20 puntos e incluyen la percepción de limitación atribuible al hombro en las actividades básicas de la vida diaria, en el deporte, en el sueño y la altura a la que el individuo piensa que puede elevar el brazo para coger un objeto. El tercer apartado explora el balance articular y puntúa según el rango de movimiento que posea el individuo en 4 movimientos: flexión anterior, abducción lateral, rotación externa y rotación interna, sumando un total de 40 puntos. El último apartado, la fuerza del hombro, se puntúa sobre un total de 25 puntos. En la escala original, al estar diseñada en el Reino Unido, la medición de la fuerza se registraba en libras y su traducción

en puntos era equivalente: 1 libra de fuerza equivale a 1 punto de fuerza. Para trasladar esto a nuestra unidad de fuerza de referencia, el kilogramo, es necesario multiplicar el valor de fuerza obtenido en kilogramos por un factor de 2,2 la fuerza en kilogramos que ejerce el paciente con el brazo.

4.4.4. Tamaño muestral

El tamaño muestral se calculó en base a un estudio previo realizado para determinar los valores de referencia de la fuerza para la población española según la edad y el género (Balcells-Diaz & Daunis-I-Estadella, 2018). Utilizando datos de un estudio piloto, los autores calcularon el tamaño de la muestra necesario para el estudio de población española con diferentes valores de potencia para detectar diferencias estadísticamente significativas similares a las observadas en el estudio piloto con un valor de $p < 0,05$ utilizando la siguiente fórmula: $n = N\sigma^2Z^2(N-1)e^2 + \sigma^2Z^2$ donde n era el tamaño de la muestra, " N " era el tamaño de la población universal, " Z " era el 0,025 porcentaje superior de la distribución normal estándar, " e " era la potencia deseada, y " σ " era la desviación estándar. Según esta fórmula, eran necesarios 401 pacientes. Teniendo en cuenta que son varios los artículos que consideran la fuerza como el factor causante del descenso que acontece en los valores obtenidos en la escala con el transcurso de la edad, nuestro tamaño muestral mínimo debía ser el mencionado previamente (401).

Tras el reclutamiento los pacientes se dividirán en los estratos de población más relevantes por sexo y edad (resultando un total de 10 estratos derivados de la combinación de hombres/mujeres y edades de 18-30/30-45/45-60/60-75/>75 años).

4.4.5. Almacenamiento de datos

La Unidad de Investigación y Ensayos Clínicos (UICEC) del Hospital Clínico San Carlos, facilitó el acceso a los investigadores al REDCap (Research Electronic Data Capture, **Figura 10**), que es un software de captura de datos electrónicos que permite el diseño de bases de datos de investigación de ensayos clínicos e investigación translacional y que cumple con todos los requerimientos legales en materia de seguridad y protección de datos. Mediante el citado software se llevó a cabo el almacenamiento y gestión de los datos del estudio.

Recolección de datos

Consola de estado de registros

Exportar datos, Informes y estadísticas

Calendario

Exportar datos, Informes y estadísticas

Campo comentario, conectar

Repositorio de archivos

Informes

Hombres 18-30 Derecho

Hombres 31-45 Derecho

edad maxima

Ayuda e información

Ayuda

Videotutoriales

Informar el tiempo de ejecución: 0.3 segundos

Todos los datos (Todos los registros y archivos)

Página 1 de 2: "1" a "335" de 1.511 resultados devueltos

| Record ID | Event Name | Fecha | Nombre examinador | Sexo | Edad | Dominancia | Diabetes | Hipotiroidismo | Educación | Trabajo | Complete? |
|-----------|----------------|------------|-------------------|------------|------|------------|----------|----------------|----------------|-------------|--------------|
| 1 | General | 21-12-2020 | | Mujer (2) | 60 | | No (2) | No (2) | Secundaria (2) | Hogar (3) | Complete (2) |
| 2 | General | 11-01-2022 | | Hombre (1) | 53 | | No (2) | No (2) | Secundaria (2) | Oficina (2) | Complete (2) |
| 2 | Hombro derecho | | | | | | | | | | |

Figura 10. Imagen del software de captura de datos electrónicos empleado REDCap (Research Electronic Data Capture). El acceso fue facilitado por la Unidad de Investigación y Ensayos Clínicos (UIEC) del Hospital Clínico San Carlos.

En dicha base de datos se fueron recogiendo tanto datos sociodemográficos (**Figura 11**) como datos relativos a la aplicación de la escala de Constant validada (**Figura 12**) por el grupo investigador.

| Instrumento: Datos socio-demográficos (datos_sociodemograficos) | | |
|---|------------------------------------|---|
| 4 | [sexo] | Sexo radio 1 Hombre 2 Mujer |
| 5 | [edad] | Edad text (number) |
| 6 | [dominancia] | Dominancia dropdown 1 Derecho 2 laquiedo |
| 7 | [diabetes] | Diabetes radio 1 Si 2 No |
| 8 | [hipotiroidismo] | Hipotiroidismo radio 1 Si 2 No |
| 9 | [educacion] | Educación radio 1 Primaria 2 Secundaria 3 Superior |
| 10 | [trabajo] | Trabajo radio 1 Manual 2 Oficina 3 Hogar 4 Pensión 5 Paro 6 Estudiante |
| 11 | [datos_sociodemograficos_complete] | Cabecera de la sección: Form Status Complete? dropdown 0 Incomplete 1 Unverified 2 Complete |

Figura 11. Imagen del software REDCap (Research Electronic Data Capture) en la que se muestra la sección de registro de datos sociodemográficos.

| Instrumento: Escala Constant (escala_constant) | | | |
|---|----------------------------|--|--|
| 12 | [dolor_eva] | Cabecera de la sección: <i>DOLOR</i> Puntúe en la escala visual analógica (EVA) el nivel más alto de dolor que ha experimentado en el hombro durante las actividades diarias en las últimas 24 horas <i>Indique la puntuación obtenida de 0 a 15</i> | text (number, Mín. 0, Máx.: 15) |
| 13 | [lab_dia] | Cabecera de la sección: <i>ACTIVIDADES DIARIAS</i> ¿Cuántas de sus labores diarias le permite realizar el dolor de su hombro? | radio 0 0 1 1 2 2 3 3 4 4 |
| 14 | [act_rec] | ¿Cuántas de sus actividades recreativas diarias le permite realizar el dolor de su hombro? | radio 0 0 1 1 2 2 3 3 4 4 |
| 15 | [sueno] | ¿El sueño se ve alterado por el dolor de su hombro? | radio 0 0 1 1 2 2 |
| 16 | [uso_mano] | ¿Hasta qué altura puede usar su mano cómodamente? | radio 0 0 2 2 4 4 6 6 8 8 10 10 |
| 17 | [sum_act_diaras] | Sumatorio actividades diarias <i>De 0 a 20</i> | calc Cálculo sum([lab_dia],[act_rec],[sueno],[uso_mano]) |
| 18 | [grad_flex] | Cabecera de la sección: <i>BALANCE ARTICULAR</i> Grados de flexión | text |
| 19 | [flexion] | Flexión | radio 0 0 2 2 4 4 6 6 8 8 10 10 |
| 20 | [grad_abd] | Grados de abducción | text |
| 21 | [abduccion] | Abducción | radio 0 0 2 2 4 4 6 6 8 8 10 10 |
| 22 | [rot_ext] | Rotación externa | radio 0 0 2 2 4 4 6 6 8 8 10 10 |
| 23 | [rot_int] | Rotación interna | radio 0 0 2 2 4 4 6 6 8 8 10 10 |
| 24 | [sum_bal_art] | Sumatorio balance articular <i>De 0 a 40</i> | calc Cálculo sum([flexion],[abduccion],[rot_ext],[rot_int]) |
| 25 | [fuerza] | Cabecera de la sección: <i>FUERZA</i> Fuerza ejercida <i>En kilogramos</i> | text (number) |
| 26 | [pun_fuerza] | Puntuación <i>De 0 a 25</i> | calc Cálculo sum([fuerza])*2.2 |
| 27 | [sum_total] | Cabecera de la sección: <i>PUNTUACIÓN TOTAL ESCALA CONSTANT</i> Sumatorio de la puntuación total del test | calc Cálculo sum([dolor_eva],[sum_act_diaras],[pun_fuerza]) |
| 28 | [escala_constant_complete] | Cabecera de la sección: <i>Form Status</i> Complete? | dropdown 0 Incomplete 1 Unverified 2 Complete |

Figura 12. Imagen del software REDCap (Research Electronic Data Capture) en la que se muestra la sección de registro de datos a la escala de Constant.

4.4.6. Análisis estadístico

Una vez recogidos los datos, se realizará el análisis estadístico de los mismos mediante el empleo del programa SPSS (versión 22; IBM, Armonk, Nueva York, Estados Unidos). Las variables cualitativas (que en este caso solo existen entre las variables demográficas) se expresarán en porcentajes. Las variables cuantitativas se expresarán en media y desviación estándar. Se realizará un análisis de las puntuaciones totales y por subapartados, así como de la muestra global y de los distintos estratos de edad y sexo descritos previamente.

Para el análisis de correlación entre variables cuantitativas se empleará el test de correlación de Pearson. Para analizar la correlación entre variables cuantitativas y variables cualitativas de 2 grupos se empleará el test T de Student para muestras independientes. Para analizar variables cualitativas de más de 2 grupos primero se determinará primero la simetría entre sus varianzas con el test de Levene. En variables con varianzas simétricas se usó el análisis de la varianza (ANOVA) y en variables con varianzas asimétricas se utilizó el test de Kruskal Wallis. En comparaciones en las que fue necesario tener en cuenta factores confusores, se empleó un análisis de regresión múltiple. Se consideró como estadísticamente significativos resultados con $p < 0,05$.

Apartado V:

RESULTADOS

5.1. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL

Se modificaron diferentes ítems del cuestionario original durante el proceso de traducción y retrotraducción para adaptar la CMS a la lengua y la cultura española. Todas las preguntas e instrucciones dirigidas a los pacientes fueron escritas empleando un imperativo formal y la tercera persona del singular, tiempos verbales que no existen en inglés. No se realizaron cambios considerables en ninguno de los ítems, y la idea que quería transmitir la escala original fue respetada en todo momento. Las traducciones y retrotraducciones realizadas por las cuatro personas implicadas y las diferencias entre las mismas quedan recogidas en las tablas que se muestran a continuación (**Tablas 6 y 7**).

| TRADUCCIÓN 1 | TRADUCCIÓN 2 |
|--|--|
| GENERALIDADES Y PUNTOS DESTACADOS | |
| Empleo del tuteo para dirigirse al paciente | Empleo del “usted” para dirigirse al paciente |
| Uso indistinto de “sujeto”, “paciente” y “persona” para referirse al examinado: <i>unificar</i> | |
| Actividades de la vida diaria | Actividades rutinarias, vida cotidiana... |
| Uso de “registrar” para referirse a “anotar” | Uso de “grabar” para referirse a “anotar” |
| Apartado B, puntos 2 y 3: Por tu hombro <i>vs</i> por el dolor de tu hombro | Apartado B, puntos 2 y 3: Su hombro <i>vs</i> el dolor experimentado por su hombro |
| Duda traductor. Apartado B, punto 2: “Más naturalidad en el lenguaje: ¿cuán afectadas están tus tareas diarias o laborales por tu hombro?” <i>Cambia la dirección de la pregunta y por tanto se debería modificar la forma de puntuar</i> | |
| | Apartado C, rotación interna: En el protocolo original los autores describen la utilización de un solo brazo para la exploración de la rotación interna, mientras que el traductor describe la utilización de ambos brazos |
| TEXTOS COMPLETOS | |
| <i>Aparecen resaltadas las diferencias más notables o de mayor peso en la aplicación del instrumento</i> | |

| <i>Se han obviado las partes del texto que hacen referencia exclusivamente a la anotación de los puntos</i> | |
|---|---|
| <p>A. Dolor Puntúa el (máximo nivel / nivel más alto) de dolor que has notado en tu hombro durante actividades básicas de la vida diaria durante las últimas 24 horas</p> <p>No dolor ----- Dolor intolerable</p> | <p>A. Dolor Puntúe el nivel de dolor más intenso que haya experimentado en su hombro durante actividades rutinarias en las últimas 24 horas.</p> <p>Ausencia de dolor ----- Dolor intolerable</p> |
| <p>B. Actividades de la vida diaria, las siguientes 4 preguntas tratan las actividades diarias realizadas durante la última semana.</p> <p>1. ¿Tu sueño se ve afectado por el hombro? - Sueño sin alteraciones - Sueño ocasionalmente afectado - Todas las noches</p> <p>2. ¿Cuántas de tus tareas (o actividades) diarias laborales puedes realizar por tu hombro (o por el dolor en tu hombro)? Todas ----- Ningunas</p> <p>3. ¿Cuántas de tus actividades (o tareas) diarias recreativas puedes realizar por tu hombro? Todas ----- Ningunas</p> <p>4. ¿Hasta qué nivel puedes usar tu mano cómodamente? - Por debajo de la cintura - Hasta la cintura - Hasta xifoides/esternón - Hasta el cuello - Hasta la zona superior de la cabeza - Por encima de la cabeza</p> | <p>B. Actividades de la vida cotidiana, las cuatro preguntas siguientes se refieren a actividades cotidianas que realizó en la última semana.</p> <p>1. ¿Su sueño se ve alterado por las molestias de su hombro? - Sin alteraciones en el sueño - Alteraciones ocasionales - Todas las noches</p> <p>2. ¿Cuánto de su trabajo / tareas diario normal le permite realizar (el dolor experimentado por) su hombro? Todo ----- Nada</p> <p>3. ¿Cuánta de su actividad recreativa diaria le permite realizar (el dolor experimentado por) su hombro? Todo ----- Nada</p> <p>4. ¿Hasta qué altura puede usar cómodamente su mano? - Hasta por debajo de la cintura - Hasta la cintura - Hasta el xifoides / esternón - Hasta el cuello - ¿? - Hasta por encima de la cabeza</p> |
| <p>C. Movilidad Se realizarán cuatro diferentes movimientos activos y sin dolor, p.ej. si el brazo se puede elevar 140° con dolor y 110° sin dolor en 1 + 2 se registrará 110°.</p> <p>Inicialmente el examinador enseña el movimiento y posteriormente lo realizará el sujeto (o el paciente). Todos los ejercicios se realizarán con el sujeto a</p> | <p>C. Movimiento Se realizan cuatro movimientos distintos activos y libres de dolor, por ejemplo, si el brazo puede ser levantado hasta los 140 grados sufriendo dolor y hasta los 110 grados sin sufrir dolor en 1 + 2, entonces se graba un rango de movimiento de 110 grados.</p> <p>El examinador muestra en primer lugar el movimiento deseado, éste es realizado posteriormente por el paciente que se somete a la prueba. Todos los ejercicios</p> |

| | |
|---|--|
| explorar con los pies mirando hacia delante y separados con la distancia de sus hombros. | se realizan con el paciente de pie y con los pies orientados hacia adelante y separados a la distancia de los hombros. |
| La antepulsión y abducción (elevación lateral) se registrará con un goniómetro con la longitud de un brazo . Los movimientos solo se realizarán con el brazo afecto. | Se graba la elevación frontal y lateral con un goniómetro de brazo largo . Los movimientos solamente son realizados por el brazo afectado. |
| Los puntos de referencia son el eje del brazo y el proceso espinoso de la columna dorsal . | Los puntos de referencia son el eje del brazo y las apófisis espinosas de la columna torácica . |
| La rotación externa se realizará sin ayuda, las manos se tienen que colocar por detrás y encima de la cabeza sin tocar la misma . | Rotación externa llevada a cabo sin ayuda, con las manos posicionadas detrás de y encima de la cabeza sin que éstas toquen la cabeza . |
| Los movimientos se realizarán con los 2 brazos simultáneamente pero solo se registra el lado afecto, empezando con “manos por detrás de la cabeza, codos hacia delante” Los movimientos tienen que ser indoloros . - Manos por detrás de la cabeza, codos hacia delante - Manos por detrás de la cabeza, codos hacia atrás - Manos en la zona superior de la cabeza, codos hacia delante - Manos en la zona superior de la cabeza, codos hacia atrás - Elevación completa de los brazos | Los movimientos se realizan por ambos brazos simultáneamente, aunque se graba solamente la puntuación del lado afectado, comenzando con “manos detrás de la cabeza, codos hacia delante.” Los movimientos deben ejecutarse sin dolor . - Manos detrás de la cabeza, codos hacia delante. - Manos detrás de la cabeza, codos hacia atrás. - Manos llevadas a lo alto de la cabeza, codos hacia delante. - Manos llevadas a lo alto de la cabeza, codos hacia atrás. - Elevación completa de brazos. |
| La rotación interna se realizará sin ayuda y el sujeto usará su pulgar para señalar las referencias anatómicas especificadas a la derecha. | Rotación interna llevada a cabo sin ayuda y donde el paciente hace uso de su pulgar para señalar los puntos anatómicos especificados a la derecha. |
| Los movimientos solo se realizarán con el brazo afecto, empezando con “muslo lateral” . Los movimientos tienen que ser indoloros . - Aspecto lateral del muslo - Por detrás del glúteo - Articulación sacroiliaca - Cintura - 12º vértebra torácica - Nivel interescapular (entre omóplatos/escápulas) | Los movimientos se realizan por ambos brazos simultáneamente , aunque se graba solamente la puntuación del lado afectado, comenzando con “parte externa del muslo.” Los movimientos deben ejecutarse sin dolor . - Parte lateral del muslo - Detrás del glúteo - Articulación sacroilíaca - Cintura - 12ª vértebra torácica - Nivel interescapular (entre los omóplatos) |

| D. Fuerza La fuerza se mide con un dinamómetro. Todos los ejercicios se realizarán con el sujeto a explorar con los pies mirando hacia delante y separados con la distancia de sus hombros. | D. Fuerza Se mide la fuerza con un dinamómetro. La evaluación se realiza con el paciente de pie y con los pies orientados hacia adelante y separados a la distancia de los hombros. |
|--|---|
| Los brazos se tienen que abducir 90° en el plano de la escápula. Si el brazo no se puede abducir 90° se dará una puntuación de 0 puntos. La muñeca se pronará para que la palma mire hacia abajo y el codo se estirará todo lo posible. La correa del dinamómetro se pondrá alrededor de la muñeca del sujeto a explorar para que esté situado sobre la cabeza del cúbito. | El brazo debe posicionarse en abducción de 90 grados en el plano de la escápula. De no ser posible elevar el brazo a 90 grados se aplicaría una puntuación de 0. La muñeca se coloca en pronación, quedando la palma de la mano hacia abajo y el codo extendido todo lo posible. La correa del dinamómetro debe colocarse alrededor de la muñeca del paciente descansando sobre la cabeza larga del cúbito. |
| Se explica al paciente que tiene que empujar hacia delante con todas sus fuerzas (fuerza máxima) durante 5 segundos. | Se le indica al paciente que empuje hacia arriba ejerciendo la máxima fuerza posible durante 5 segundos. |
| Se animará verbalmente mientras tanto: “Preparado 3-2-1 empuja... empuja...empuja” | Simultáneamente se le anima verbalmente: “Listo 3 -2 -1 empuja... empuja...empuja” |
| La puntuación se calculará en función de la puntuación máxima de 3 intentos, cada uno realizado con al menos 1 minuto de descanso. La puntuación se corresponde a la fuerza en libras (máximo 25 puntos). Si la fuerza se mide en kilos, se calcula la puntuación multiplicando por 2,2. | La puntuación se obtiene de la máxima puntuación de 3 intentos, cada uno de ellos realizado con un intervalo mínimo de 1 minuto. La puntuación se corresponde a la fuerza aplicada en libras (máximo 25 puntos). Si la fuerza se mide en kilogramos, calcular puntuación multiplicando el resultado por 2,2. |

Tabla 6. Discrepancias entre las traducciones al español de la escala original en inglés realizadas por los dos traductores.

| RETROTRADUCCIÓN 1 | | RETROTRADUCCIÓN 2 | |
|--|--|---|--|
| GENERALIDADES Y PUNTOS DESTACADOS | | | |
| | Empleo de “his/her” como posesivo del paciente | | Empleo de “their” como posesivo del paciente |
| | Apartado B, pregunta 3: ¿Cuántas de tus actividades...? | | Apartado B, pregunta 3: ¿Cuánto afecta...? |
| | | | Apartado B, pregunta 4: Cambia la dirección de la pregunta y por tanto invierte la puntuación |
| TEXTOS COMPLETOS | | | |
| <i>Aparecen resaltadas las diferencias más notables o de mayor peso en la aplicación del instrumento</i> | | | |
| A. | Pain | Pain | |
| | Indicate the highest level of shoulder pain that you have experienced while doing basic activities of daily living in the last 24 hours. No pain ----- Intolerable pain | Score the highest level of pain you've felt in your shoulder while carrying out basic activities of daily living in the last 24 hours No pain----- Intolerable pain | |
| B. | Activities of Daily Living | Activities of daily living | |
| | The following four questions refer to daily activities that you have done in the last week. | The following four questions are about your daily activities over the past week | |
| 1. | Is your sleep disturbed by your shoulder pain? - No, never. - Occasionally. - Every night. | Does your shoulder pain disturb your sleep? - No, never - Occasionally - Every night | |
| 2. | How many of your daily tasks can you complete despite your shoulder pain? All of them ----- ---- None of them | How much does your shoulder pain affect your usual work? All of it----- ---None | |
| 3. | How many of your leisure activities can you complete despite your shoulder pain? All of them ----- ---- None of them | How many of your daily leisure activities are affected by your shoulder pain? All of them ----- -----None | |
| 4. | Up to what height can you use your hand comfortably? - Below the waist - Up to the waist - Up to the chest - Up to the neck - Up to the top of head - Above head | How high can you lift your hand comfortably? - Below your waist - Up to your waist - Up to your chest - Up to your neck - Over your head - Over your head | |
| C. | Range of Motion | Range of motion | |
| | Four distinct movements are performed actively and without pain. For example: if the arm can be elevated 140° with pain and | The four different movements can be performed actively and painlessly. For example: if the arm can be raised 140° with | |

| | |
|--|--|
| <p>110° without pain, then a range of motion of 110° is recorded.</p> <p>The movement is first demonstrated by the examiner, then performed by the patient.</p> <p>The patient performs all of the exercises in a standing position, with his/her feet facing forward and shoulder-width apart.</p> | <p>pain and 110° without pain, a 110° range of motion is recorded.</p> <p>First the examiner teaches the movement and then the patient performs it. The patient performs all the exercises standing, with their feet facing forward, shoulder-width apart.</p> |
| <p>Flexion (frontal elevation) and abduction (lateral elevation) are measured with a goniometer. The movements are only performed using the affected arm. The landmarks are the axis of the arm and the spinous processes of the thoracic column.</p> | <p>Flexion (front elevation) and abduction (lateral elevation) are measured with a goniometer. The movements are performed with the affected arm only. The reference points are the axis of the arm and the spinous processes of the thoracic spine.</p> |
| <p>External rotation is performed unaided, placing the arms behind and over the head, without touching the head.</p> <p>The movements are performed with both arms simultaneously, but only the results from the affected side are recorded, beginning with “hands behind the head, elbows facing forward”.</p> <p>The movements should be performed without pain.</p> <ul style="list-style-type: none"> - Hands behind the head, elbows forward. - Hands behind the head, elbows back. - Hands on top of the head, elbows forward. - Hands on top of the head, elbows back. - Full elevation of the arms. | <p>External rotation is performed unaided, placing the hands behind and above the head, without touching the head</p> <p>The movements are performed with both arms simultaneously but only the affected side is recorded, starting with “hands behind head, elbows forward”.</p> <p>The movements must be performed painlessly.</p> <ul style="list-style-type: none"> - Hands behind head, elbows forward - Hands behind head, elbows back - Hands over head, elbows forward - Hands over head, elbows forward - Full elevation of arms |
| <p>Internal rotation is performed unaided, and the patient uses his/her thumb to touch the specified anatomical landmarks.</p> <p>The movements are only performed using the affected arm, beginning with the “lateral aspect of the thigh”.</p> <p>The movements should be performed without pain.</p> <ul style="list-style-type: none"> - Lateral aspect of the thigh - Behind buttock. - Sacroiliac joint. - Waist. - 12th thoracic vertebra. - Interscapular region (between the shoulder blades). | <p>Internal rotation is performed unaided and the patient uses their thumb to indicate the specified anatomical references</p> <p>The movements are performed with the affected arm only, starting with the “lateral thigh”.</p> <p>The movements must be performed painlessly.</p> <ul style="list-style-type: none"> - Lateral thigh - Behind the buttocks - Sacroiliac joint - Waist - 12th vertebral body - Interscapular (between shoulder blades) |

| D. | Force | Strength |
|-----------|---|--|
| | Force is measured with a dynamometer. The patient should be standing, with his/her feet facing forward and shoulder-width apart. | Strength is measured with a dynamometer. The patient stands with their feet facing forward and shoulder-width apart. |
| | The arm should be placed in 90° abduction in the plane of the scapula. If the arm cannot be abducted 90°, a score of 0 points is recorded. The wrist is pronated so that the palm faces downward and the elbow is extended as far as possible. The dynamometer strap is placed around the patient's wrist, over the head of the ulna. | The arm should be positioned in 90° abduction in the scapular plane. If the arm cannot be abducted to 90°, a score of 0 is recorded. The wrist is placed in pronation so that the palm is facing down, and the elbow is extended as far as possible. The dynamometer strap is placed around the patient's wrist, above the ulnar head. |
| | The patient is instructed to push upwards with all of his/her strength for 5 seconds. Meanwhile, he/she is verbally directed: "Ready, 3-2-1 push...push...push...". | The patient is instructed to push upwards with all their strength for 5 seconds. They are encouraged with "Ready 3-2-1 push---push---push" |
| | The score corresponds to the force exerted in pounds (25 points maximum). If the force is measured in kilograms, the score is calculated by multiplying the result obtained in kilograms by 2.2. The highest score in 3 attempts is recorded, leaving a minimum interval of 1 minute between attempts. | Scoring corresponds to strength in pounds (maximum 25 points). If strength is measured in kilograms, the score is calculated by multiplying the kilograms by 2.2. The highest score of 3 attempts is recorded, leaving a minimum interval of 1 minute between attempts. |

Tabla 7. Discrepancias entre las traducciones al inglés de la versión provisional de la escala en español realizadas por los dos traductores

5.2. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT

5.2.1. Características demográficas de la muestra y resultados del test

Un total de 104 pacientes fueron reclutados para el proceso de validación de la versión española de la escala de Constant. No se produjo ninguna pérdida durante el proceso de validación. La edad media de la muestra fue de $59,2 \pm 12,7$ años, con una distribución por sexos inclinada hacia el sexo femenino (59,6%). Estas y el resto de las variables demográficas y epidemiológicas de los sujetos se recogen en la **Tabla 8** y en la **Figura 13**.

La puntuación media de la escala de Constant fue la más alta de los tres test ($57,81 \pm 17,40$). El ASES ($43,75 \pm 18,66$) y el SST ($44,87 \pm 23,97$) tuvieron puntuaciones medias algo más bajas y muy parecidas entre ellas. Todas las puntuaciones se situaron en el quintil intermedio de las puntuaciones.

| | |
|------------------------------------|-----------------------|
| Sexo, hombre / mujer | 40,4 (42) / 59,6 (62) |
| Edad, años | $59,25 \pm 12,75$ |
| Lado, derecho / izquierdo | 54,8 (57) / 45,2 (47) |
| Dominancia, diestro / zurdo | 91,3 (95) / 8,7 (9) |
| Diabetes, sí / no | 15,4 (16) / 84,6 (88) |
| Hipotiroidismo, sí / no | 11,5 (12) / 88,5 (92) |
| Nivel educativo | |
| Primaria | 26,6 (28) |
| Secundaria | 43,3 (45) |
| Terciaria | 28,8 (30) |
| Empleo | |
| Manual | 33,7 (35) |
| Oficina | 23,1 (24) |
| Hogar | 4,8 (5) |
| Pensionista | 32,7 (34) |
| Parado o estudiante | 4,8 (5) |

Tabla 8. Análisis descriptivo de las características demográficas basales de la muestra de la fase II.

Las variables cualitativas se expresan como “porcentaje (número de sujetos)”. Las variables cuantitativas se expresan como “media \pm desviación estándar”.

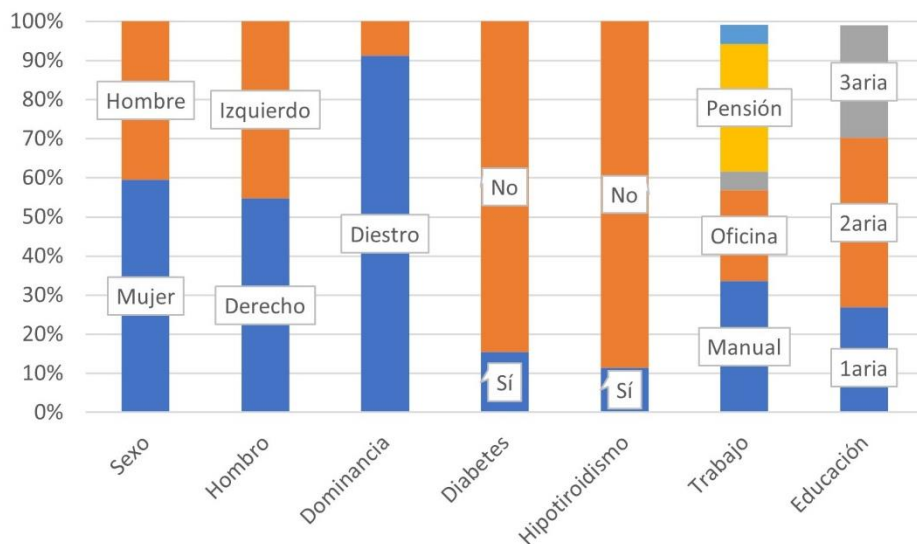


Figura 13. Representación gráfica en diagrama de barras apiladas de la distribución porcentual de las características demográficas de la muestra.

5.2.2. Validez del cuestionario

5.2.2.1. Validez de contenido

Tras revisar la versión final en castellano de la CMS, todos los expertos acordaron que los ítems de la escala representaban adecuadamente las características del hombro doloroso y su funcionalidad. El índice de valoración del contenido resultó de 0,90.

5.2.2.2. Validez de constructo

El valor de Kaiser Meyer Olkin (KMO) fue de 0,789 lo que indicaba que el muestreo era adecuado para realizar un AFE. La prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($p < 0,001$) lo que rechazaba la hipótesis nula y permitía continuar con el AFE. El análisis de componentes principales (ACP) concluyó que el número ideal de factores era 3, al presentar el valor de Eigen superior a 1 más pequeño (**Figura 14**).

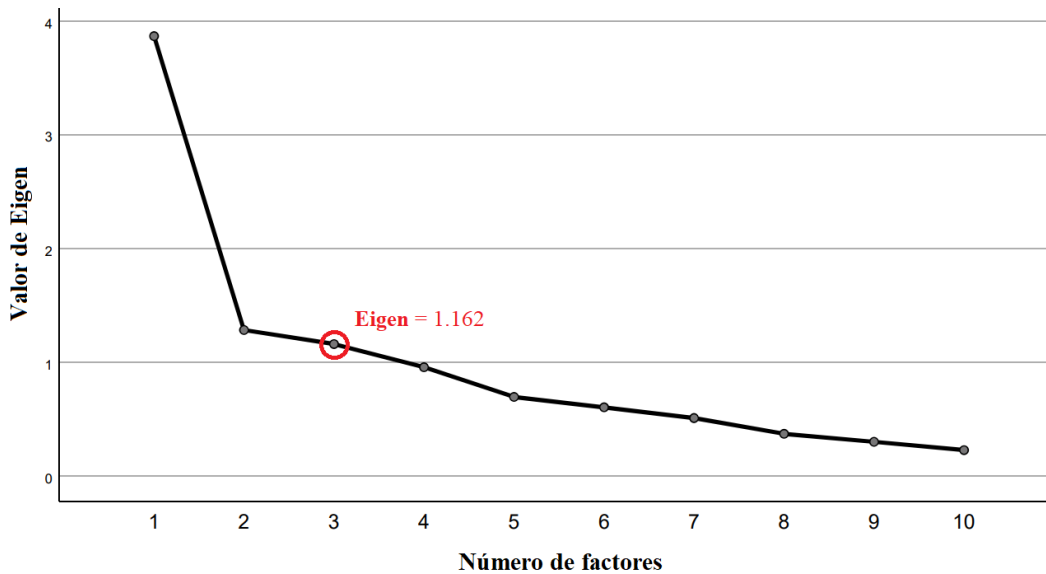


Figura 14. Diagrama de Scree que muestra el resultado del análisis de componentes principales.

Finalmente, se generó la matriz de componentes rotados, mediante el método de rotación Varimax con Kaiser (**Tabla 9**). Los ítems relacionados con la evaluación objetiva de la escala (flexión, abducción, rotación externa, rotación interna y fuerza) se asociaron al factor 1, las variables relacionadas con la calidad de vida y la actividad deportiva se asociaron al factor 2 y la variable del dolor se asoció de forma aislada al factor 3. Las variables restantes del apartado de ABVD (afectación del sueño y altura a la que el paciente cree poder elevar la mano) no tuvieron una asociación fuerte con ninguno de los tres factores, aunque se asociaron más con el factor 1 que con el resto, al contrario que las otras variables de este apartado (**Tabla 9**).

| Variables | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 |
|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Dolor | 0,234 | 0,293 | 0,778 |
| Vida diaria | 0,203 | 0,820 | 0,023 |
| Deporte | 0,110 | 0,838 | 0,010 |
| Sueño | 0,347 | -0,180 | 0,193 |
| Elevar la mano | 0,382 | 0,291 | -0,643 |
| Flexión | 0,801 | 0,324 | -0,188 |
| Abducción | 0,760 | 0,253 | -0,151 |
| Rotación externa | 0,764 | 0,314 | -0,103 |
| Rotación interna | 0,720 | -0,108 | 0,296 |
| Fuerza | 0,708 | 0,217 | 0,060 |

Tabla 9. Matriz de componentes rotados en la se recogen los factores de carga con los que cada variable se asoció a los factores generados en el análisis de componentes rotados.

Posteriormente se realizó una correlación entre todos los ítems de la escala para valorar la dirección y la intensidad de la asociación entre ellos, generándose una matriz de correlación que se muestra en la **Tabla 10**. Las asociaciones significativas con mayor fuerza de correlación ocurrieron entre los distintos movimientos del rango de movilidad del hombro, especialmente entre la flexión y la abducción ($P = 0,684$; $p < 0,01$) y entre la flexión y la rotación externa ($P = 0,707$; $p < 0,01$).

| | Dolor | ABVD | Ocio | Sueño | Altura | Flex. | Abd. | RE | RI | Fuerza |
|---------------|--------------|-------------|-------------|--------------|---------------|--------------|-------------|-----------|-----------|---------------|
| Dolor | 1 | | | | | | | | | |
| ABVD | ,192 | 1 | | | | | | | | |
| Ocio | ,192 | ,543** | 1 | | | | | | | |
| Sueño | ,075 | ,038 | ,044 | 1 | | | | | | |
| Altura | -,109 | ,244* | ,260** | ,044 | 1 | | | | | |
| Flex. | ,177 | ,398** | ,317** | ,086 | ,467** | 1 | | | | |
| Abd. | ,145 | ,293** | ,330** | ,209* | ,360** | ,684** | 1 | | | |
| RE | ,137 | ,418** | ,324** | ,086 | ,336** | ,707** | ,578** | 1 | | |
| RI | ,263** | ,102 | ,088 | ,185 | ,087 | ,455** | ,337** | ,504** | 1 | |
| Fuerza | ,278** | ,335** | ,159 | ,095 | ,264** | ,553** | ,566** | ,521** | ,339** | 1 |

Tabla 10. Matriz de correlación entre los distintos ítems de la versión en español de la escala de Constant.

Los números expresados en la tabla corresponden a coeficientes de correlación de Pearson, con valores que van desde el 0 (correlación nula) al 1 (correlación directa completa) o al -1 (correlación inversa completa).

Flex: flexión. Abd: Abducción. RE: rotación externa. RI: rotación interna.

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$.

5.2.2.3. Validez de criterio

Al correlacionar la CMS-ES y el SST se obtuvo un coeficiente de correlación de Pearson de 0,587 ($p = 0,01$) y al correlacionar el CMS y el ASES se obtuvo un coeficiente de correlación de Pearson de 0,690 ($p = 0,01$), lo que supone en ambos casos una correlación directa y de fuerza moderada. En la **Figura 15** se pueden observar los diagramas de correlación-dispersión de ambas correlaciones.

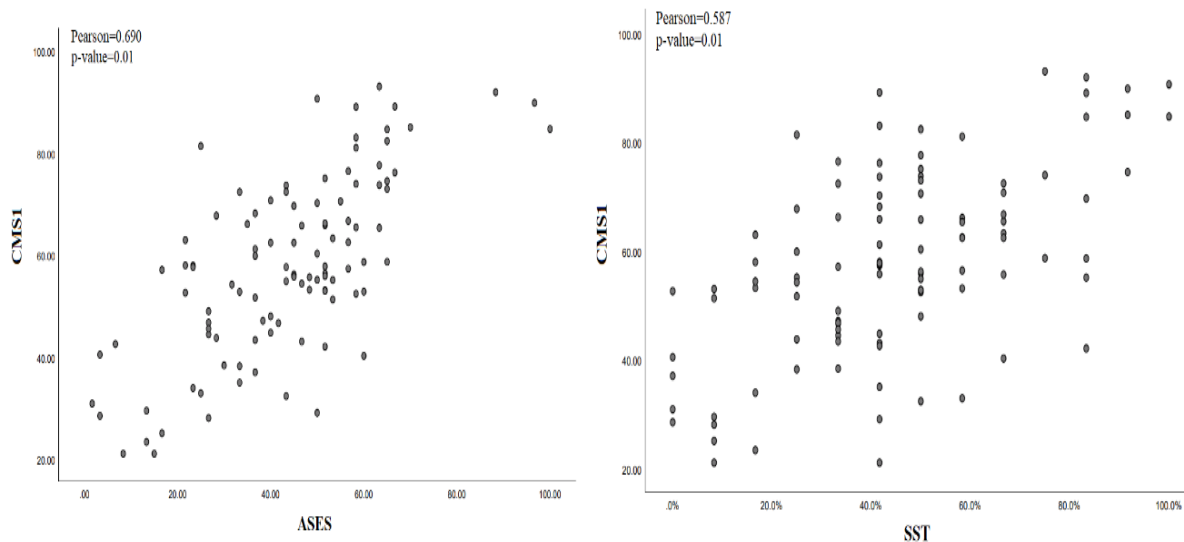


Figura 15. Diagramas de correlación-dispersión de los estudios de correlación entre CMS-ES – ASES (izquierda) y CMS-ES – SST (derecha).

5.2.3. Fiabilidad

5.2.3.1. Consistencia interna

El valor del alfa de Cronbach de la versión final en castellano de la CMS fue de 0,819, lo que se considera como una consistencia interna adecuada. Se realizó este mismo análisis mediante sendas simulaciones en las que se retiraba, cada vez, un ítem distinto de la escala: el alfa de Cronbach disminuyó en todas las simulaciones, lo cual significa que todos y cada uno de los ítems generan un valor positivo en la consistencia interna, sin ítems que resten consistencia interna al test.

5.2.3.2. Fiabilidad inter-observador

Se encontró una correlación directa y estadísticamente significativa entre el CMS1 (primer evaluador) y el CMS2 (segundo evaluador), con un coeficiente de correlación de Pearson de 0,983 ($p = 0,01$). El CCI entre CMS1 y CMS2 fue de 0,982 y la diferencia entre las medias analizada mediante la T de Student no fue significativa. ($p=0,068$). En la **Figura 16** se representa el diagrama de Bland y Altman en el que se observa que las diferencias mayores a 10 puntos entre CMS1 y CMS2 fueron mínimas.

5.2.3.3. Fiabilidad intra-observador

Se encontró una correlación directa y estadísticamente significativa entre el CMS1 (primer evaluador) y el CMS3 (primer evaluador, dos semanas después), con un coeficiente de

correlación de Pearson de 0,937 ($p = 0,01$). El CCI entre CMS1 y CMS3 fue de 0,934 y en este caso sí existió una diferencia significativa entre las medias de ambas tomas ($p = 0,022$). Igual que en el apartado anterior, existieron mínimos casos en los que las diferencias de puntuación entre ambas tomas fueron mayores de 10 puntos (**Figura 16**).

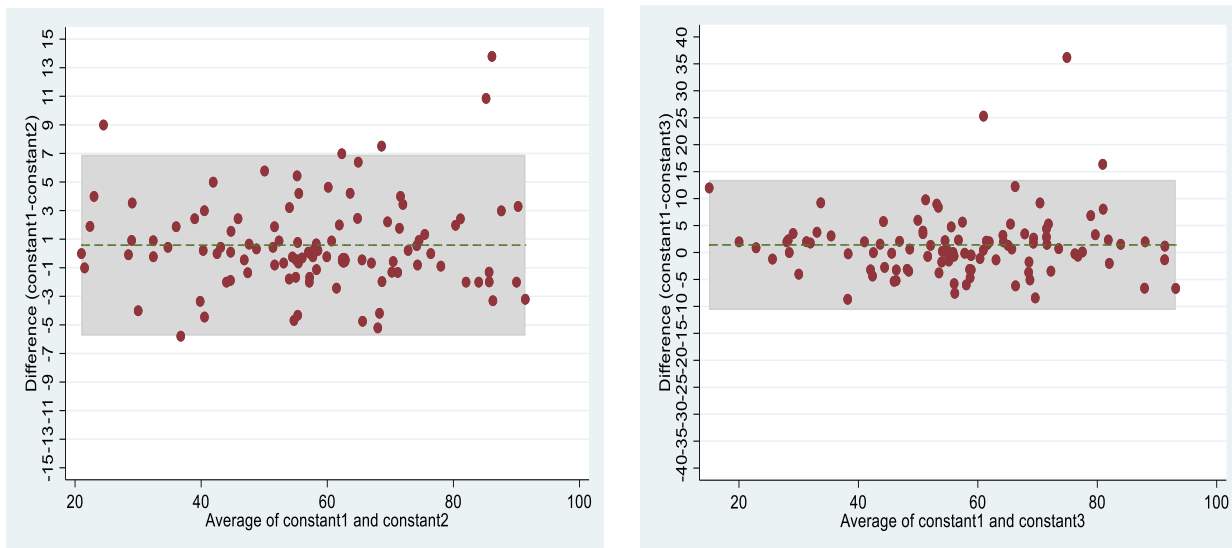


Figura 16. Diagramas de Bland y Altman para los análisis de la fiabilidad inter-observador (correlación CMS1-CMS2, izquierda) y de la fiabilidad intra-observador (correlación CMS1-CMS3, derecha).

5.2.4. Sensibilidad al cambio

Ninguno de los ítems incluidos en la escala presentó efecto techo ni efecto suelo, presentando una distribución normal de las frecuencias de las posibles respuestas a cada uno de los ítems.

5.3. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA)

5.3.1. Características demográficas de la muestra

Se incluyeron un total de 505 pacientes y 1010 hombros, de los cuales un 39,6% (200) fueron hombres y un 60,4% (305), mujeres. La edad media de la muestra fue de 52,31 años, con una desviación estándar de 18,57 años; la edad mediana fue 54 años, con un rango intercuartílico de 28 años. Para estudiar posteriormente sus diferencias, se conformaron grupos en función de su edad: de 18 a 30 años (18,4%, 93), de 31 a 45 años (16,4%, 83), de 46 a 60 años (29,8%, 150), de 61 a 75 años (23,7%, 120) . El rango de la muestra fue de 20 a 93 años. Las frecuencias de cada grupo etario aparecen representadas en la **Figura 17**.

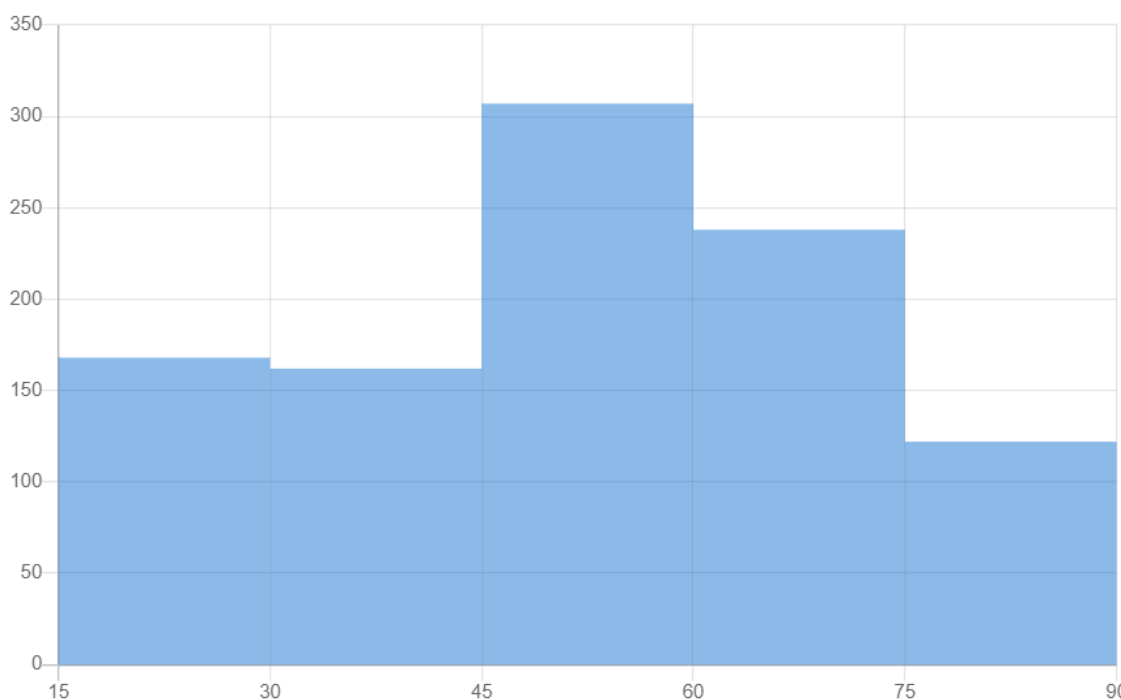


Figura 17. Grupos etarios y frecuencias de cada grupo.

En nuestro grupo muestral aparecen sobrerrepresentados con respecto a la pirámide población española los sujetos de 20 a 24 años, especialmente las mujeres, como se puede apreciar en la **Figura 18**. Sin embargo, el resto de la pirámide poblacional de nuestra muestra sigue la forma de una pirámide regresiva o bulbo, típica de países desarrollados con tasas de natalidad, mortalidad y crecimiento natural bajos.

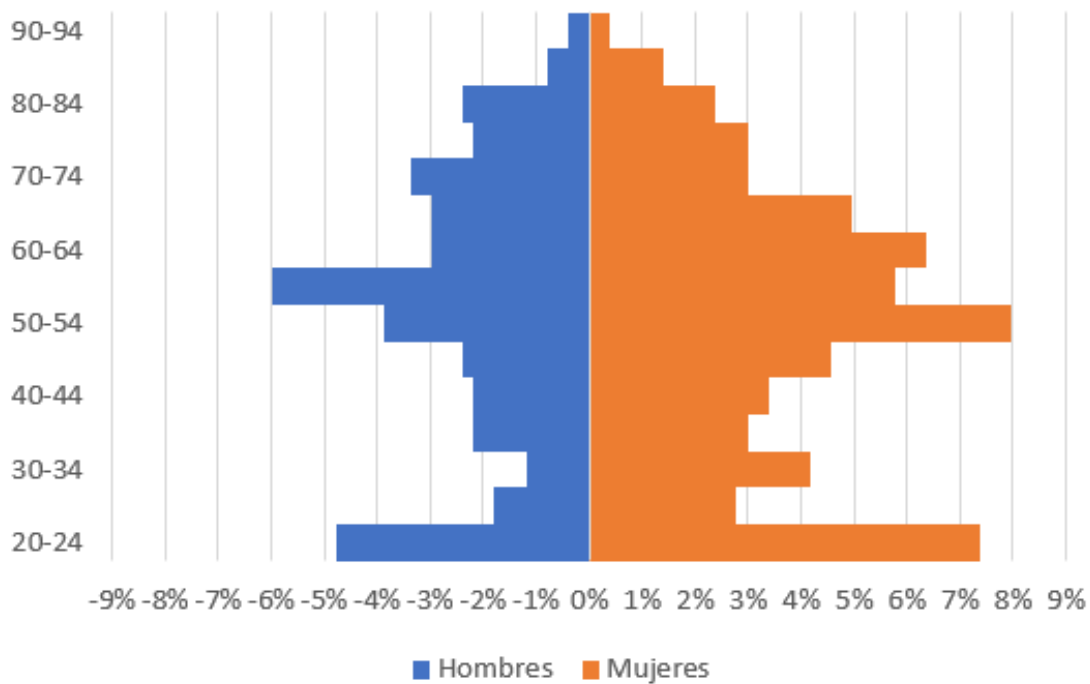


Figura 18. Representación porcentual de la muestra de nuestro estudio según sexo y edad, en forma de pirámide poblacional.

La mayor parte de los pacientes evaluados referían que su brazo dominante era el derecho (93,7%, 473). Aunque, por los criterios de inclusión cualquier indicio de patología sugerente de capsulitis (dolor o restricción de la movilidad) descartaba la inclusión de estos pacientes en el estudio, se analizó la prevalencia de diabetes e hipotiroidismo en nuestra muestra que fue de 10,9% (55) y 7,7% (39), respectivamente.

En cuanto al nivel educativo, casi la mitad de los sujetos referían haber alcanzado un nivel de educación superior (universitario o equivalente) (48,7%, 488), mientras que la otra mitad se dividía entre estudios secundarios (26%, 261) y primarios (25,3, 254). La distribución de la muestra en relación a su empleo se recoge, junto con el resto de los datos demográficos, en la **Tabla 11**.

| | |
|------------------------------------|-------------------------|
| Sexo, hombre / mujer | 39,6 (200) / 60,4 (305) |
| Edad, años | 52,31 ± 18,57 |
| Grupos etarios | |
| 18 – 30 años | 18,4 (93) |
| 31 – 45 años | 16,4 (83) |
| 46 – 60 años | 29,8 (150) |
| 61 – 75 años | 23,7 (120) |
| Más de 75 años | 11,6 (59) |
| Dominancia, diestro / zurdo | 93,7 (473) / 6,3 (32) |
| Diabetes, sí / no | 10,9 (55) / 89,1 (450) |
| Hipotiroidismo, sí / no | 7,7 (39) / 92,3 (466) |
| Nivel educativo | |
| Primaria | 25,3 (128) |
| Secundaria | 26 (131) |
| Terciaria | 48,7 (246) |
| Empleo | |
| Manual | 31 (157) |
| Oficina | 26,8 (135) |
| Hogar | 5,9 (30) |
| Pensionista | 21,6 (109) |
| Parado | 4,2 (21) |
| Estudiante | 10,5 (53) |

Tabla 11. Análisis descriptivo de las características demográficas basales de la muestra de la fase III.

Las variables cualitativas se expresan como “porcentaje (número de sujetos)”. Las variables cuantitativas se expresan como “media ± desviación estándar”.

5.3.2. Puntuación total de la escala

La puntuación media obtenida por los individuos en cada hombro fue de $88,9 \pm 10,9$ puntos. La frecuencia de las puntuaciones se representa en la **Figura 19**.

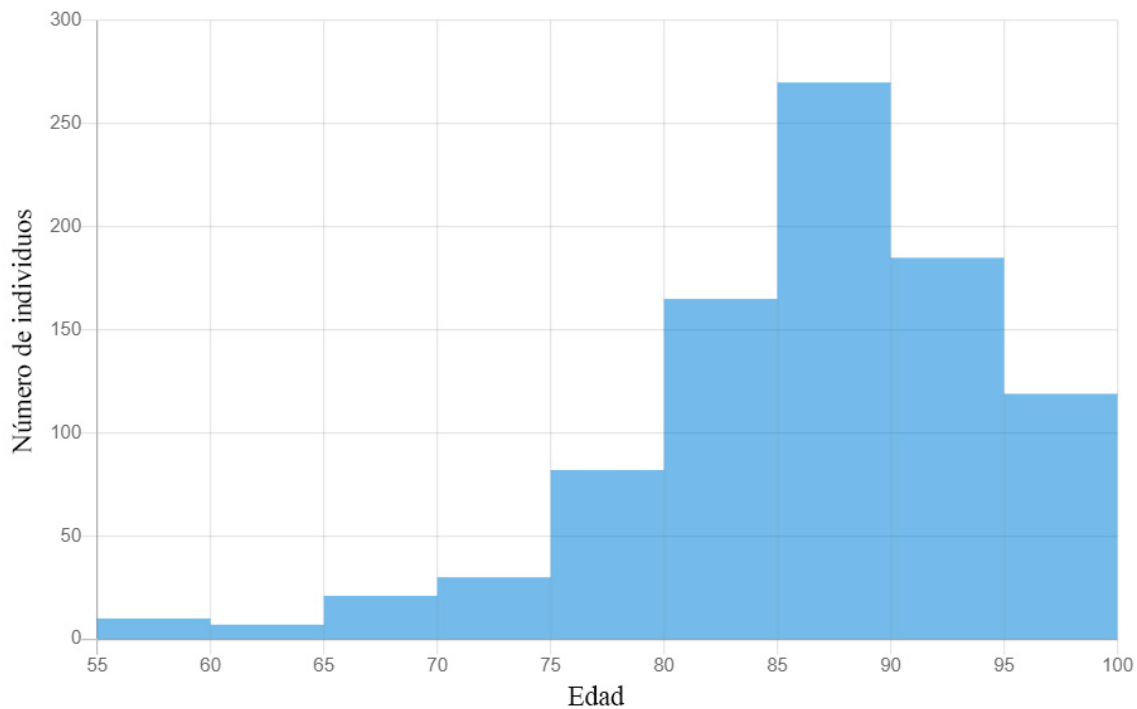


Figura 19. Frecuencias de las puntuaciones totales del test, representadas en individuos totales por cada segmento de puntuación en intervalos de 5 puntos.

La puntuación media estratificada por sexo, grupo de edad y lado se recoge en la **Tabla 12** y aparece representada en la **Figura 20**.

| Edad | Hombre | | Mujer | |
|----------------|---------------|--------------|--------------|--------------|
| | Derecho | Izquierdo | Derecho | Izquierdo |
| 18 – 30 años | 99,16 ± 3,02 | 99,16 ± 3,08 | 90,14 ± 5,01 | 90,15 ± 4,10 |
| 31 – 45 años | 95,42 ± 5,32 | 96,37 ± 5,15 | 87,38 ± 6,15 | 87,54 ± 5,64 |
| 46 – 60 años | 91,96 ± 10,47 | 93,51 ± 7,12 | 84,33 ± 8,37 | 84,57 ± 8,42 |
| 61 – 75 años | 90,32 ± 7,64 | 91,03 ± 8,16 | 81,74 ± 6,63 | 81,98 ± 7,03 |
| Más de 75 años | 84,75 ± 7,60 | 82,99 ± 8,13 | 75,41 ± 9,58 | 75,23 ± 8,14 |

Tabla 12. Análisis de puntuaciones medias del test, estratificado por edad, sexo y lado. Todas las medidas se expresan como “media ± desviación estándar”. La puntuación máxima del test es de 100 puntos y la mínima es de 0 puntos.

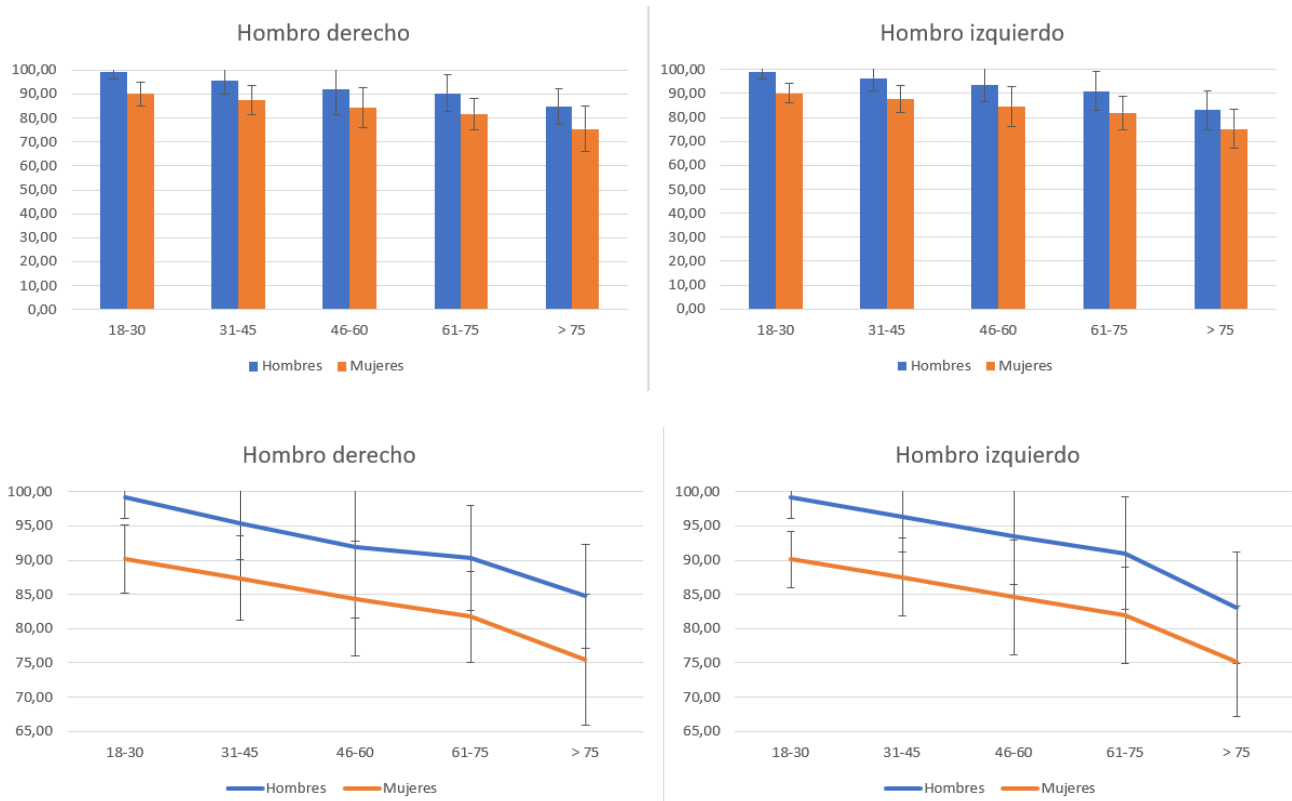


Figura 20. Representación de las puntuaciones medias de la escala, estratificado por edad, sexo y lado.

El análisis de correlación entre la edad y la puntuación total demostró una asociación moderadamente inversa entre ambas, con un coeficiente de correlación de Pearson de $-0,47$ ($p < 0,001$). En la **Figura 21** se representa el gráfico de correlación-dispersión de ambas variables.

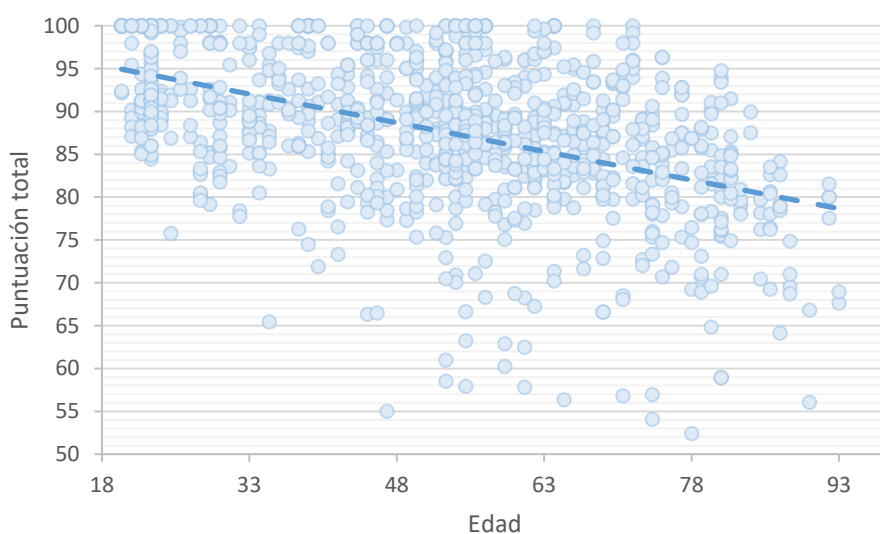


Figura 21. Gráfico de correlación-dispersión entre las variables edad y puntuación total de la escala.

La puntuación final de la escala también variaba significativamente en función de otras variables demográficas y epidemiológicas, como el sexo, la presencia de Diabetes Mellitus, el nivel educativo alcanzado y el tipo de empleo que realizaban los sujetos. No varía la puntuación media en función de la lateralidad del hombro evaluada, la presencia de hipotiroidismo, de si el individuo es diestro o zurdo y ni si quiera varía la puntuación si el hombro evaluado es el dominante o el no dominante. En las variables con más de dos grupos, en este caso el nivel educativo y el empleo, el análisis de comparaciones múltiples demostró que la diferencia era significativa entre todos y cada uno de los grupos. Las puntuaciones medias comparadas y la significación estadística del contraste de hipótesis se recogen en la **Tabla 13**.

| | Puntuaciones | P |
|------------------------------------|-------------------------|----------|
| Sexo, hombre / mujer | 92,6 ± 8,5 / 84,5 ± 8,2 | < 0,0001 |
| Hombro, derecho / izquierdo | 87,6 ± 9,4 / 87,9 ± 9,1 | 0,6033 |
| Dominancia, diestro / zurdo | 87,5 ± 9,3 / 90,5 ± 7,0 | 0,014 |
| Hombro dominante, sí / no | 87,6 ± 9,3 / 87,9 ± 9,1 | 0,6864 |
| Diabetes, sí / no | 84,5 ± 9,3 / 88,1 ± 9,1 | 0,0001 |
| Hipotiroidismo, sí / no | 86,8 ± 6,9 / 87,8 ± 9,3 | 0,3408 |
| Nivel educativo | | |
| Primaria | 82,7 ± 10,9 | |
| Secundaria | 87,6 ± 8,6 | < 0,0001 |
| Terciaria | 90,2 ± 7,2 | |
| Empleo | | |
| Manual | 87,7 ± 10,2 | |
| Oficina | 89,7 ± 7,0 | |
| Hogar | 82,9 ± 8,2 | |
| Pensionista | 83,5 ± 9,3 | < 0,0001 |
| Parado | 85,1 ± 8,4 | |
| Estudiante | 94,8 ± 5,2 | |

Tabla 13. Análisis comparativo de la puntuación total de la escala según variables demográficas.

Las puntuaciones se expresan con la media y desviación estándar del subgrupo. Para el contraste de hipótesis en variables con dos grupos se utilizó el test “t” de Student y para variables con más de dos grupos se utilizó el test ANOVA. En el caso la variable “empleo”, el test de Levene demostró una asimetría entre las varianzas de los grupos, por lo que se empleó un test no paramétrico (Kruskal Wallis).

En la **Figura 22** se representan las medias y desviaciones estándar para cada sexo de las puntuaciones totales de la escala y de las puntuaciones de cada apartado (excepto del apartado dolor, ya que al tener todos los individuos 15 puntos por los criterios de inclusión, no procede su análisis). La puntuación máxima fue alcanzada más frecuentemente en hombres que en mujeres y en individuos jóvenes más que en ancianos (**Tabla 14**).

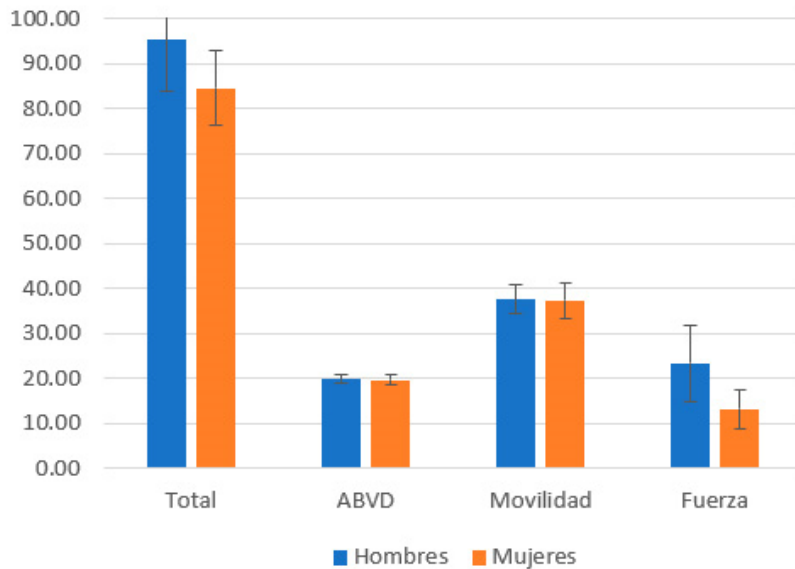


Figura 22. Medias y desviaciones estándar para cada sexo de las puntuaciones totales de la escala y de las puntuaciones de cada apartado.

| Edad | Hombre | Mujer | Total |
|----------------|--------------|-------------|--------------|
| 18 – 30 años | 79,2% | 4,4% | 33,3% |
| 31 – 45 años | 28,6% | 0,9% | 10,4% |
| 46 – 60 años | 18,8% | 0% | 7,3% |
| 61 – 75 años | 8,2% | 0% | 3,3% |
| Más de 75 años | 0% | 0% | 0% |
| Total | 25,7% | 0,9% | 10,7% |

Tabla 14. Porcentaje de individuos en cada estrato poblacional que alcanza la puntuación máxima en la escala.

5.3.3. Puntuación del apartado “Actividades básicas de la vida diaria”

La puntuación media en este apartado fue $19,70 \pm 1,08$ puntos, con un rango de 18 – 20 puntos. El análisis estratificado de la puntuación de este apartado entre los distintos grupos de edad, sexo y lado se recoge en la **Tabla 15**.

| Edad | Hombre | | Mujer | |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Derecho | Izquierdo | Derecho | Izquierdo |
| 18 – 30 años | 20 ± 0 | 19,97 ± 0,17 | 19,81 ± 0,85 | 19,93 ± 0,53 |
| 31 – 45 años | 19,89 ± 0,32 | 19,96 ± 0,19 | 19,70 ± 1,45 | 19,85 ± 0,69 |
| 46 – 60 años | 19,64 ± 1,13 | 19,84 ± 0,05 | 19,60 ± 1,23 | 19,69 ± 0,80 |
| 61 – 75 años | 19,76 ± 0,69 | 19,80 ± 0,79 | 19,63 ± 1,26 | 19,73 ± 0,98 |
| Más de 75 años | 19,52 ± 1,55 | 19,33 ± 1,82 | 19,10 ± 0,18 | 19,03 ± 1,03 |

Tabla 15. Análisis estratificado por edad, sexo y lado de las puntuaciones del apartado de actividades básicas de la vida diaria.

Todas las medidas se expresan como “media ± desviación estándar”. La puntuación máxima de este apartado es de 20 puntos y la mínima es de 0 puntos.

El análisis de la relación entre la puntuación en el apartado de las actividades básicas de la vida diaria y la edad arrojó un coeficiente de correlación $-0,07894$ ($p=0,0402$) demostrando una asociación inversa muy pequeña y, además, estadísticamente no significativa. Igualmente, no hubo diferencias entre hombres y mujeres en la puntuación de este apartado ($19,91 \pm 0,42$ vs $19,86 \pm 0,68$, $p=0,2321$), lo que se puede visualizar en la **Figura 23**.

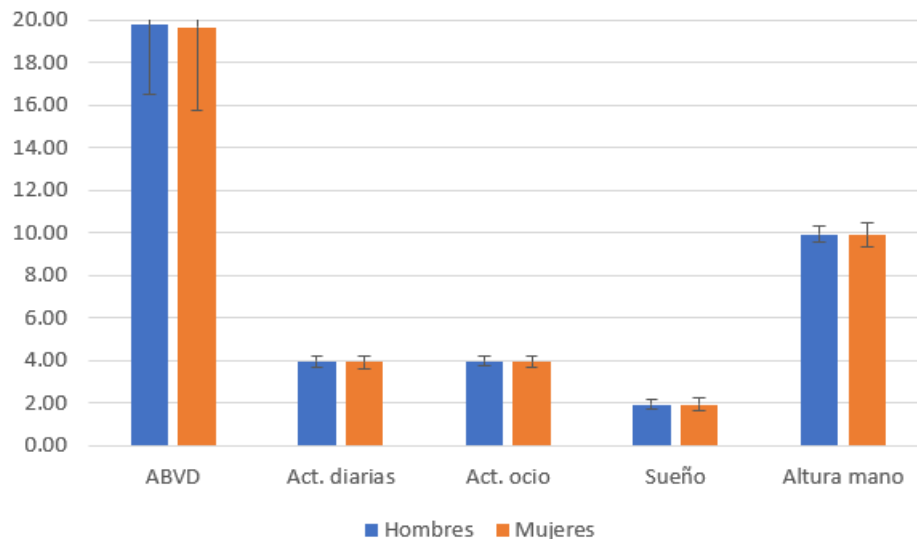


Figura 23. Análisis descriptivo de las puntuaciones medias por sexos en el apartado de actividades básicas de la vida diaria.

5.3.4. Puntuación del apartado “Movilidad”

La puntuación media en este apartado fue $37,39 \pm 3,68$ puntos, con un rango de 10 – 40 puntos. El análisis estratificado de la puntuación de este apartado entre los distintos grupos de edad, sexo y lado se recoge en la **Tabla 16**.

| Edad | Hombre | | Mujer | |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Derecho | Izquierdo | Derecho | Izquierdo |
| 18 – 30 años | 39,61 ± 1,05 | 39,67 ± 0,89 | 39,54 ± 1,25 | 39,65 ± 1,14 |
| 31 – 45 años | 38,36 ± 2,04 | 38,50 ± 2,08 | 38,63 ± 2,33 | 39,07 ± 2,01 |
| 46 – 60 años | 37,12 ± 3,66 | 37,76 ± 3,09 | 37,02 ± 4,26 | 37,33 ± 3,79 |
| 61 – 75 años | 36,82 ± 3,96 | 37,22 ± 3,48 | 36,11 ± 4,07 | 36,40 ± 4,29 |
| Más de 75 años | 35,04 ± 3,06 | 34,59 ± 3,13 | 33,23 ± 5,00 | 33,16 ± 4,06 |

Tabla 16. Análisis estratificado por edad, sexo y lado de las puntuaciones del apartado de movilidad.

Todas las medidas se expresan como “media ± desviación estándar”. La puntuación máxima de este apartado es de 40 puntos y la mínima es de 0 puntos.

El análisis de la relación entre la puntuación en el balance articular y la edad arrojó un coeficiente de correlación de -0,4465 ($p < 0,001$), demostrando una relación moderada e inversa entre ambas.

Desglosando esta relación entre edad y movilidad entre los distintos rangos de movimiento, la abducción presentaba un coeficiente de correlación de -0,3738 ($p < 0,001$), la flexión de -0,3866 ($p < 0,001$), la rotación externa de -0,4012 y la rotación interna de -0,3729 ($p < 0,001$), por lo que todos los distintos rangos de movimiento del hombro presentaban una disminución significativa con la edad. No hubo diferencias significativas entre hombres y mujeres en términos de puntuación en este apartado del test ($37,52 \pm 3,25$ vs $37,31 \pm 3,92$, $p=0,3836$).

En la **Figura 24** se representan las medias y desviaciones estándar para cada sexo de las puntuaciones de este apartado y de cada movimiento.

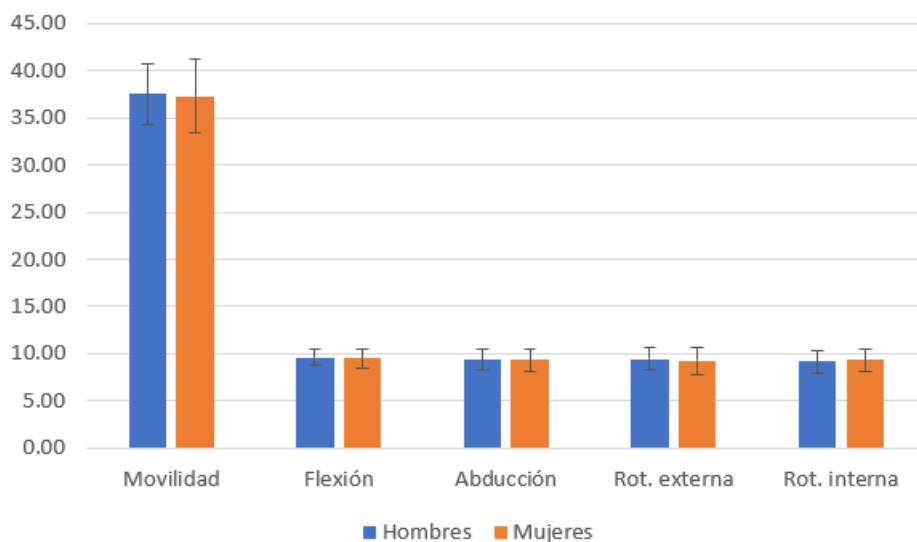


Figura 24. Análisis descriptivo de las puntuaciones medias por sexos en el apartado de movilidad.

La flexión media del hombro fue de $163,81^\circ \pm 14,76^\circ$ y la abducción, de $160,3^\circ \pm 17,93^\circ$. La rotación externa más frecuente fue la mayor posible, con un 73,26% de los sujetos alcanzado la posición del hombro contralateral con la mano ipsilateral. De la misma manera, la rotación interna más frecuente fue la mayor posible, con un 67,22% de los sujetos alcanzando el plano de la escápula con la mano ipsilateral. El análisis de los distintos rangos de movilidad, estratificados por edad, sexo y lado, se recoge en la **Tabla 17**.

Los pacientes con diabetes presentaron una edad media superior ($65,9 \pm 14$) a los pacientes sin diabetes ($50,7 \pm 18,4$). A la hora de calcular las diferencias en términos de movilidad entre los pacientes con y sin diabetes, utilizamos la edad como factor confusor, pues la movilidad disminuía con la edad de forma independiente a otras variables. En análisis de regresión logística no demostró una relación estadísticamente significativa entre la diabetes y la disminución de movilidad (coeficiente de correlación $-0,0435$, $p = 0,0895$). Aunque ninguno de los movimientos del hombro demostró tampoco una relación estadísticamente significativa de forma independiente con la presencia o no diabetes, la rotación interna sí presentaba una relación débilmente negativa con la diabetes que podría considerarse al límite de la significación estadística (coeficiente de correlación $-0,1484$, $p = 0,0561$).

| Edad | Hombre | | | Mujer | | |
|----------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | Derecho | Izquierdo | | Derecho | Izquierdo | |
| 18 – 30 años | F | A | F | A | F | A |
| | 172,1 ± 10 | 171,4 ± 9,4 | 171,0 ± 10,1 | 9,8 ± 0,6 | 173,1 ± 9,5 | 170,8 ± 11,1 |
| | RE | RI | RE | RI | RE | RI |
| | 10 ± 0 | 9,8 ± 1 | 10 ± 0 | 9,9 ± 0,5 | 10,0 ± 0,3 | 9,9 ± 0,4 |
| | F | A | F | A | F | A |
| | 165,6 ± 10,7 | 162,4 ± 12,1 | 165 ± 10,5 | 158,8 ± 13,9 | 165,7 ± 13,3 | 164,3 ± 13,1 |
| 31 – 45 años | RE | RI | RE | RI | RE | RI |
| | 9,8 ± 0,6 | 9,2 ± 1 | 9,9 ± 0,4 | 9,6 ± 0,8 | 9,7 ± 0,9 | 9,6 ± 0,8 |
| | F | A | F | A | F | A |
| | 164,9 ± 13,7 | 159,3 ± 17,5 | 164,9 ± 11,9 | 159,3 ± 16,0 | 162,7 ± 17,3 | 158,9 ± 19,8 |
| 46 – 60 años | RE | RI | RE | RI | RE | RI |
| | 9,4 ± 1,4 | 8,8 ± 1,2 | 9,5 ± 1,1 | 9,3 ± 1,2 | 9,3 ± 1,4 | 9,0 ± 1,5 |
| | F | A | F | A | F | A |
| | 164,9 ± 12,8 | 160,6 ± 18,2 | 162,7 ± 12,8 | 159,5 ± 16,1 | 160,9 ± 13,9 | 157,2 ± 17,8 |
| 61 – 75 años | RE | RI | RE | RI | RE | RI |
| | 9,4 ± 1,4 | 8,4 ± 1,4 | 9,3 ± 1,3 | 9,2 ± 1,2 | 8,9 ± 1,7 | 8,7 ± 1,4 |
| | F | A | F | A | F | A |
| | 154,8 ± 13,5 | 147,3 ± 14,9 | 155,9 ± 11,2 | 147,0 ± 15,6 | 151,6 ± 15,8 | 145 ± 21,7 |
| Más de 75 años | RE | RI | RE | RI | RE | RI |
| | 8,7 ± 1,3 | 8,4 ± 1,3 | 8,4 ± 1,1 | 8,7 ± 1,2 | 7,9 ± 1,9 | 8,2 ± 1,6 |
| | F | A | F | A | F | A |
| | 148 ± 16,6 | 148 ± 16,6 | 148 ± 16,6 | 148 ± 16,6 | 148 ± 16,6 | 148 ± 16,6 |

Tabla 17. Análisis estratificado por edad, sexo y lado de los distintos movimientos del rango de movilidad del hombro.

F: flexión. A: abducción. RE: rotación externa. RI: rotación interna.

Todas las medidas se expresan como “media ± desviación estándar”. La flexión y abducción se expresan en grados de movilidad, mientras que las rotaciones (al haberse evaluado de manera funcional y no en grados) se expresan como una puntuación de 0 a 10 puntos según las posiciones descritas en la escala de Constant.

5.3.5. Puntuación del apartado “Fuerza”

La puntuación media en este apartado fue $16,08 \pm 5,93$ puntos, con un rango de 2,4 – 25 puntos. La fuerza media ejercida, sin tener en cuenta la puntuación del apartado, fue de $7,8 \pm 3,7$ kg. Si la puntuación de la fuerza no estuviera topada a un máximo de 25, la puntuación media en este apartado hubiera sido de $17,2 \pm 8,0$, con un rango de 2,4 – 49,1. En total, 86 sujetos (17,03%), siendo un 96,5% de estos varones y un 38,4% menores de 30 años (edad media del subconjunto de $40,3 \pm 15,9$ años), habrían obtenido una puntuación mayor de 25 puntos de no ser este el máximo del apartado. El análisis estratificado de la puntuación de este apartado entre los distintos grupos de edad, sexo y lado, que se recoge en la **Tabla 18**. Este mismo análisis realizado en kilogramos de fuerza en lugar de en puntos se recoge en la **Figura 25** y en la **Tabla 19**.

| Edad | Hombre | | Mujer | |
|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Derecho | Izquierdo | Derecho | Izquierdo |
| 18 – 30 años | $24,6 \pm 2,27$ | $24,5 \pm 2,4$ | $16,0 \pm 3,0$ | $15,6 \pm 3,6$ |
| 31 – 45 años | $22,75 \pm 4,3$ | $22,9 \pm 4,3$ | $14,6 \pm 3,5$ | $14,2 \pm 3,7$ |
| 46 – 60 años | $21,1 \pm 4,9$ | $21,2 \pm 4,1$ | $13,5 \pm 3,9$ | $13,3 \pm 4,3$ |
| 61 – 75 años | $19,2 \pm 5,1$ | $19,4 \pm 4,9$ | $11,4 \pm 3,6$ | $11,2 \pm 3,4$ |
| Más de 75 años | $15,3 \pm 4,3$ | $14,4 \pm 4,0$ | $8,9 \pm 2,7$ | $8,9 \pm 2,7$ |

Tabla 18. Análisis estratificado por edad, sexo y lado de las puntuaciones del apartado de fuerza.

Todas las medidas se expresan como “media \pm desviación estándar”. La puntuación máxima de este apartado es de 25 puntos y la mínima es de 0 puntos.

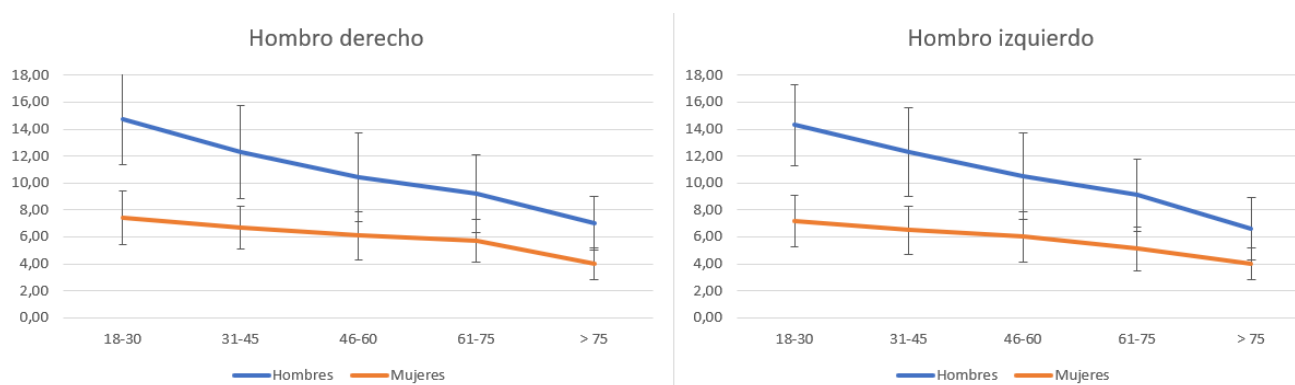


Figura 25. Análisis descriptivo de la fuerza ejercida en kilogramos, según sexo y edad, representado en media y desviación estándar.

| Edad | Hombre | | Mujer | |
|----------------|-------------|------------|-----------|-----------|
| | Derecho | Izquierdo | Derecho | Izquierdo |
| 18 – 30 años | 14,7 ± 3,37 | 14,3 ± 3,0 | 7,4 ± 2,0 | 7,2 ± 1,9 |
| 31 – 45 años | 12,3 ± 3,45 | 12,3 ± 3,3 | 6,7 ± 1,6 | 6,5 ± 1,8 |
| 46 – 60 años | 10,4 ± 3,30 | 10,5 ± 3,2 | 6,1 ± 1,8 | 6,0 ± 1,9 |
| 61 – 75 años | 9,2 ± 2,9 | 9,1 ± 2,7 | 5,7 ± 1,6 | 5,1 ± 1,6 |
| Más de 75 años | 7,0 ± 2,0 | 6,6 ± 2,3 | 4,0 ± 1,2 | 4,0 ± 1,2 |

Tabla 19. Análisis estratificado por edad, sexo y lado de los kilogramos de fuerza ejercidos

Las medidas se expresan como “media ± desviación estándar” de los kilogramos de fuerza ejercidos sobre un dinamómetro en el movimiento de abducción de hombro.

El análisis de la relación entre la edad y la puntuación en el apartado y entre la edad y la fuerza ejercida arrojó un coeficiente de correlación exactamente igual en ambos casos, de -0,3955 ($p < 0,001$), demostrando una asociación inversa moderada y estadísticamente significativa entre edad y fuerza. También hubo diferencias importantes entre hombres y mujeres, tanto en la puntuación del apartado ($23,4 \pm 13,1$ vs $13,1 \pm 4,4$, $p < 0,001$) como en la fuerza ejercida ($10,6 \pm 3,8$ kg vs $6,0 \pm 2,0$ kg, $p < 0,001$). Estos resultados y los expuestos en el párrafo previo ponen de manifiesto un cierto efecto techo en este apartado para los varones menores de 30 años, aunque se relaciona especialmente con el sexo y no tanto con la edad. De hecho, como se puede ver en los resultados de la fuerza estratificados por grupos demográficos, las diferencias entre sexos superan con mucho las diferencias entre grupos de edad del mismo sexo: grosso modo, el varón promedio de un grupo etario concreto duplica la fuerza ejercida por una mujer promedio del mismo grupo etario; por otro lado, la fuerza varía entre cada grupo etario contiguo una media de 1,9 kg en hombres y 0,8 kg en mujeres. Esto nos lleva también a otro resultado importante: que la correlación entre pérdida de fuerza y edad es mucho mayor en los hombres (coeficiente -0,6486, $p < 0,001$) que en las mujeres (coeficiente -0,4886, $p < 0,001$). Estas correlaciones se representan en los diagramas de correlación-dispersión de la **Figura 26**.

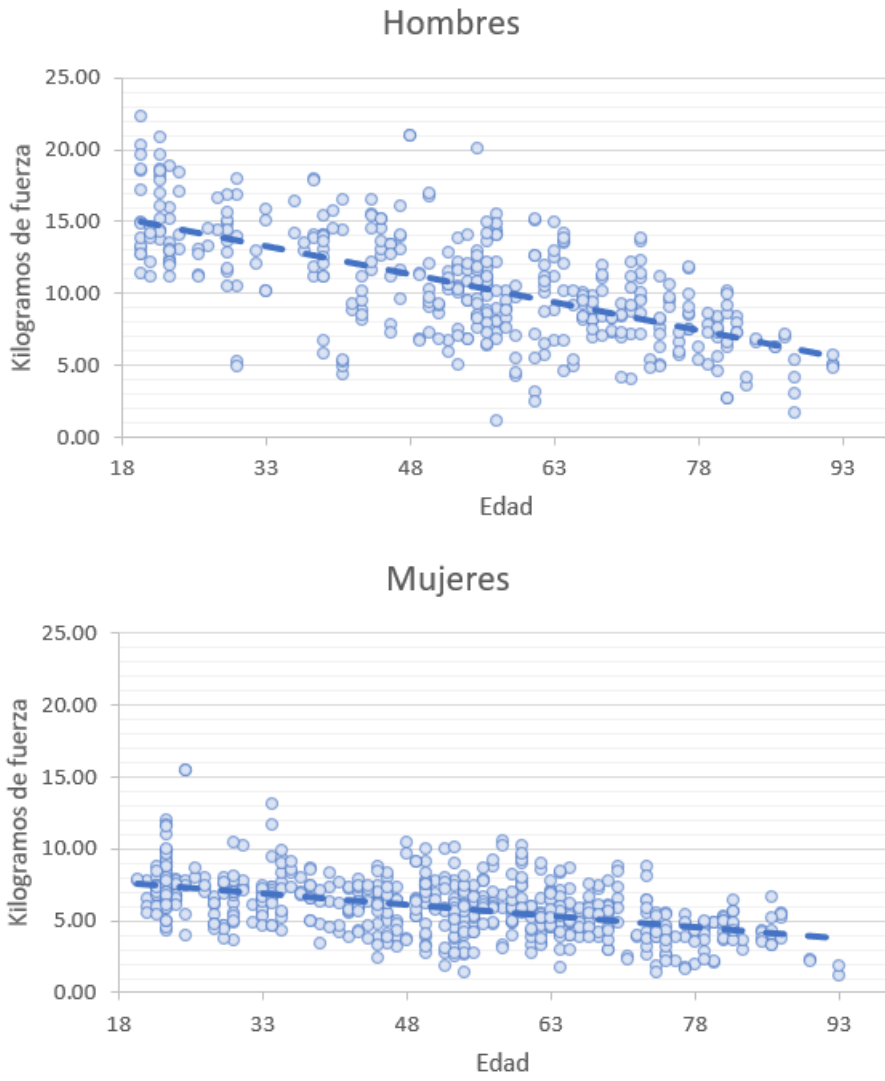


Figura 26. Diagramas de correlación-dispersión entre las variables fuerza y edad en ambos sexos.

Apartado VI:

DISCUSIÓN

6.1. PERTINENCIA DEL ESTUDIO

Como hemos mencionado con anterioridad en el apartado “Justificación del estudio” el proceso de validación de una escala implica algo más que la simple traducción del cuestionario. Aunque son varias las escalas relacionadas con la función del hombro que han sido adaptadas culturalmente a la población española (Gómez-Valero et al., 2017) no hemos encontrado hasta la fecha ninguna publicación en la que la escala de Constant (posiblemente una de las más empleada a nivel mundial en la evaluación de los resultados funcionales del hombro) haya sido validada, requisito previo imprescindible para poder calcular los valores de referencia en la población sana.

Hoy en día no es admisible el empleo de ninguna escala sin una validación previa. La ausencia de adaptación y validación de una escala a una población determinada implica asumir una misma identidad cultural que evidente no existe entre el país de origen de la escala de Constant-Murley y España. Adicionalmente la adaptación transcultural no implica que podamos asumir que las propiedades psicométricas de la escala adaptada sean las mismas que las de la escala original, por lo que la evaluación de las propiedades psicométricas de la versión adaptada es necesaria e imprescindible. Varios países han realizado la adaptación transcultural y comprobación de la validez de la escala de Constant: China (Yao et al., 2017), Brasil (Barreto et al., 2016), Turquía (Çelik, 2016), Dinamarca (Moeller et al., 2014) y Grecia (Ntourantonis et al., 2017). Sin embargo, aunque para otras escalas que se emplean en la evaluación del hombro sí encontramos bibliografía en relación a su validación para la población española (Membrilla-Mesa et al., 2015; Rodríguez et al., 2020; Vrotsou et al., 2016; Yuguero et al., 2016), para la escala de Constant no se encuentra publicada su validación.

La estandarización del procedimiento garantiza la calidad de la adaptación. Como decíamos la traducción (que equivaldría a la equivalencia semántica) no es suficiente y es necesaria la equivalencia conceptual lo que se obtiene mediante el proceso de retrotraducción. Si la adaptación no es adecuada la “nueva” escala puede constituir una fuente de error y no captar el concepto que la escala original quería medir, lo que puede originar diferencias en las puntuaciones obtenidas que más que a diferencias poblacionales se deban a diferencias en las versiones de las escalas empleadas.

6.2. FASE I: TRADUCCIÓN Y ADAPTACION TRANSCULTURAL

Esta fase se comenzó con la ejecución del proceso de traducción adaptada, el cual se llevó a cabo de manera rigurosa, siguiendo todas las recomendaciones establecidas lo que involucra traductores nativos bilingües y traducciones directas e inversas, garantizando así la objetividad y la equivalencia con el cuestionario original en inglés.

En líneas generales, en este estudio en el proceso de traducción realizado por los dos traductores bilingües no se encontraron importantes diferencias (el empleo de tú o usted para dirigirse al paciente, el empleo de diferentes vocablos para referirse al sujeto examinado, a las actividades de la vida diaria o al término anotar) diferencias que no alteraban el significado del ítem a evaluar, sin embargo, en el apartado B en relación a la influencia del dolor en la realización de las ABVD, sí existió una interpretación diferente por uno de los traductores que ocasionaba un cambio en la dirección de la pregunta y por lo tanto una modificación en la forma de puntuar. El traductor 1 consideraba que la fórmula más natural de elaborar esta pregunta en español sería: “¿cuán afectadas están tus tareas diarias por tu hombro?”. Sin embargo, la puntuación debería invertirse de elaborarse así la pregunta, ya que la máxima puntuación en el test original corresponde a cuántas tareas te permite hacer tu hombro (¿“*How much of your normal work does your shoulder allow?*”) y no cuántas de ellas no puedes hacer. Por tanto, en el comité de expertos se decidió mantener el orden original de la pregunta, aunque sea con un giro menos natural en nuestro idioma (“¿Cuántas de sus actividades normales le permite realizar el hombro?).

Durante la fase de pre-test de la primera versión generada en español tras el proceso de traducción y retrotraducción, un grupo de 30 participantes completó el cuestionario y compartió sus dudas e inquietudes sobre el proceso de respuesta. Uno de los problemas que presentaron varios de los participantes en el pretest fue la incapacidad para comprender exactamente la posición y dirección del brazo durante la medición de la fuerza al referirnos a ellas como “en el plano escapular” (mismo concepto que se utilizaba en la versión original de la escala). Este aspecto nos llevó a introducir en nuestra versión de la escala una figura que representase dicha posición del brazo y una explicación escrita de la misma para sustituir la referencia al plano escapular.

La medición de la fuerza en la escala ha sido objeto de controversia. En sus inicios la falta de estandarización de la realización de esta escala ocasionaba importantes variabilidades inter e intra-observador y gran culpa de esto lo tenía la falta de descripción de cómo realizar la medición del parámetro fuerza. Hirschmann et al. (Hirschmann et al., 2010). insistieron en la importancia de la estandarización de la posición del torso y el brazo al medir la fuerza (medición a 90 grados de abducción sin estabilización del torso) lo que mejoraba considerablemente la fiabilidad intra-observador del test.

Hay otros dos puntos que han sido objeto de controversia en la literatura en las diferentes adaptaciones realizadas a otras poblaciones. Una es la representación del dolor y la otra hace referencia a la influencia de este dolor en el desempeño de las actividades diarias. Algunos autores (Ntourantonis et al., 2017) consideran la representación de las AVD en una escala visual de 0 a 15 poco reproducible y lo representan con una escala de 0 a 4. En la versión empleada en esta adaptación hemos empleado una escala de 15 “cm” para la medición del dolor y las actividades diarias señalando a un lado de la línea mediante la escala numérica el dolor del paciente (de 0 a 15) y en el otro lado de la línea en un color diferente la puntuación a la que correspondería el dolor señalado por el paciente (de 0 a 15). Este sistema ha resultado de fácil comprensión para nuestros pacientes y examinadores y no ha generado ningún conflicto. De igual manera de acuerdo a modificaciones posteriores de la versión inicial del test de Constant se introdujo la frase “en las últimas 24 horas” para la determinación del dolor y “en la última semana” para las Actividades diarias y se ha especificado la forma en la que debe ser medida la fuerza.

En el presente estudio el proceso de adaptación y validación se realizó de acuerdo a las recomendaciones internacionales publicadas por Beaton et al. (Beaton et al., 2001) y tras su creación se determinaron las propiedades psicométricas.

6.3. FASE II: VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE CONSTANT

6.3.1. Tamaño muestral

Como se comentará posteriormente, las diferentes adaptaciones realizadas a otras culturas e idiomas hacen hincapié en la importancia del tamaño muestral a la hora de obtener unos resultados válidos. En base a las recomendaciones de estudios previos (T. A. Brown, 2015; Vrotsou et al., 2016) en el presente trabajo empleamos 10 pacientes por ítem considerando un 30% de pérdidas, por lo que la N final en esta fase fue de 104 pacientes. Entre los criterios de exclusión de los pacientes participantes en el presente estudio se encontraba el dolor de hombro relacionado con la inestabilidad. El motivo es que en cuanto a la valoración de los distintos grupos de patología, el test de Constant ha demostrado una buena validez de contenido para las lesiones del manguito rotador (Gilbart & Gerber, 2007) y la artroplastia de hombro (Christie et al., 2009) pero no parece que tenga buena validez de contenido para la valoración de la inestabilidad del hombro (Dawson et al., 1996). El número de pacientes incluido en este estudio supera al número de participantes empleados en la traducción turca, griega y danesa de la escala CMS. Además, alcanzó una muestra similar a la de las traducciones portuguesa y china de la escala, que, hasta la fecha, son las adaptaciones con el mayor número de participantes. (Barreto et al., 2016; Çelik, 2016; Moeller et al., 2014; Ntourantonis et al., 2017; Yao et al., 2017). El 59.6% (n = 62) de la población eran mujeres y el 54.8% (n = 57) presentaban una lesión en el hombro derecho. Esta mayor incidencia de lesiones en el hombro derecho puede explicarse por el hecho de que el 91.3% (n=95) de la población era diestra. Se observó también una alta proporción de individuos jubilados, [32.7% (n = 34)] así como de individuos con trabajos manuales, [33.7% (n = 35)] lo que demuestra que el envejecimiento y el uso repetido del hombro son las mayores causas del dolor glenohumeral.

6.3.2. Propiedades psicométricas

En relación a **la fiabilidad** (capacidad de la escala para medir de forma consistente y precisa la característica que pretende medir) esta puede ser medida de varias maneras:1) como constancia o estabilidad en el tiempo que se refiere a la habilidad de la escala para obtener las mismas mediciones en momentos distintos en los mismos sujetos (test/re-test:

en nuestro estudio resultados CMS1/CMS3) 2) fiabilidad como equivalencia de resultados obtenidos por los mismos sujetos con dos cuestionarios diferentes (en nuestro estudio CMS1, SST y ASES) 3) fiabilidad como consistencia interna en referencia al grado de homogeneidad de las preguntas que componen una escala.

Para estimar la fiabilidad la consistencia interna es una de las más empleadas, si varios ítems están midiendo la misma dimensión estos ítems deben estar inter-correlacionados y esta correlación es lo que mide el coeficiente alfa de Cronbach que en nuestro estudio resultó ser de 0,819 (el intervalo normal oscila entre 0 y +1 y los valores más cercanos a 1 reflejan un grado elevado de consistencia interna) proporcionando suficiente exactitud incluso cuando se aplican a pacientes individualmente. Al analizar el impacto de la eliminación de los distintos ítems de la escala sobre el *alfa de Cronbach*, se observó una disminución de este valor en todos los casos, excepto al eliminar las variables relacionadas con el dolor y la afectación del sueño, donde existió un ligero aumento que no fue clínicamente considerable.

En relación a la fiabilidad inter e intra-observador los resultados obtenidos con un coeficiente de correlación intraclase (CCI) de 0,982 y 0,934 respectivamente, demuestran unas propiedades psicométricas en este aspecto excelentes (se consideran excelentes por encima de 0,75 (Salter et al., 2013). Constant publicó inicialmente una fiabilidad excelente de su test, con un coeficiente de correlación intraclase de 0,8-0,87 (C. R. Constant & Murley, 1987). Posteriormente, otros autores han publicado una menor fiabilidad del test, con altas variaciones inter-observador y un error estándar de medida de 8,9 (Conboy et al., 1996). Estas variaciones tan altas se deben probablemente a la metodología empleada para la medición de la fuerza, que difiere enormemente entre protocolos distintos (Rocourt et al., 2008). En general, para distintas patologías del hombro y usando protocolos estandarizados, el test ha demostrado una buena fiabilidad intraexaminador (0,90-0,96) e interexaminador (0,84-0,97) (Roy et al., 2010).

La **sensibilidad al cambio** del test de Constant para detectar diferencias tras distintos tratamientos en el hombro también es alta, tanto para la artroplastia de hombro (Angst et al., 2011) como para la reparación del manguito rotador (O'Connor et al., 1999). En concreto para la artroplastia de hombro, ha demostrado ser más sensible al cambio que otros instrumentos como el DASH o el ASES (Roy et al., 2010). Al igual que la validez,

la sensibilidad al cambio del test en la inestabilidad de hombro es más baja que para otras patologías (Dawson et al., 1996).

En el análisis factorial exploratorio (AFE) la mayor parte de los ítems del CMS-ES obtuvieron valores de carga superiores a 0,7. Nuestros valores se sitúan entre los ya publicados previamente en otras adaptaciones de la escala de Constant (Barreto et al., 2016; Yao et al., 2017), aunque a diferencia de estas dos, que presentaron uno o dos factores respectivamente para agrupar los ítems, en nuestro análisis se concluyó que el número ideal de factores para explicar la escala era tres. En el análisis, todas las variables se asociaron claramente a un factor excepto aquellas relacionadas con el sueño y la capacidad de elevar la mano. Esto significa que ambas variables estaban igualmente afectadas por el resto de los factores sin que hubiera una preponderancia de efecto por uno de ellos.

Al igual que se ha publicado previamente no se obtuvieron **efectos suelo ni techo** para la puntuación total (Henseler et al., 2015), pero el apartado de medición de la fuerza sí presenta un notable efecto suelo, con una gran parte de pacientes enfermos del hombro con una puntuación nula en este apartado al otorgarse 0 puntos cuando el paciente no puede alcanzar la posición de inicio de la maniobra de medición (hombro en 90° de abducción) (Roy et al., 2010). Roy et al (Roy et al., 2010) realizaron una revisión sistemática de la evidencia psicométrica de la escala de Constant, concluyendo que la publicación original era insuficiente para lograr la estandarización entre centros y evaluadores. A pesar de esta limitación inicial la escala presentó una fuerte correlación ($\geq 0,70$) con otros cuestionarios específicos de hombro, así como una buena fiabilidad (coeficientes de correlación $> 0,80$) y sensibilidad al cambio (tamaño del efecto y respuesta media estandarizada $p > 0,80$) tras la intervención en varias patologías del hombro.

La versión Danesa se validó en 2014 (Moeller et al., 2014) en un estudio en el que participaron 45 pacientes con una edad media de 59 años. Analizaron también las propiedades psicométricas del test, sin embargo, a diferencia del presente estudio, no obtuvieron un poder estadístico suficiente debido al pequeño tamaño muestral. La versión Griega de la escala de Constant (Ntourantonis et al., 2017) se realizó en 2017 en 63 pacientes obteniendo una excelente consistencia interna y fiabilidad (alfa de Cronbach 0,92, CCI 0,95). La adaptación árabe (Maqdes et al., 2020) con un tamaño muestral de

125 pacientes demostró presentar una consistencia interna aceptable con una excelente fiabilidad (alfa Cronbach 0,74, CCI 0,830) al igual que la adaptación china realizada en 120 pacientes con un alfa de Cronbach de 0,739 y un CCI de 0,827 (Yao et al., 2017). Estos resultados ponen de manifiesto la importancia en el cálculo del tamaño muestral previo a la realización del estudio.

Otra de las propiedades psicométricas de la escala es **la validez**. La validez es la capacidad de una escala de medir aquello para lo que ha sido diseñada. Existen diferentes tipos de validez de un cuestionario clínico. A) La validez de constructo es el término más general y puede englobar al resto de tipos de validez, refiriéndose a la capacidad del instrumento para cumplir con la hipótesis de medida para la que está diseñado. Para su valoración realizamos un análisis factorial de los ítems que conforman la escala. Este análisis daría respuesta a la pregunta ¿el cuestionario se puede agrupar en diferentes factores de variables relacionadas que representen las dimensiones del constructo evaluado? Para ello realizamos una agrupación en tres factores. Los resultados obtenidos demostraron que todos los ítems de la escala se encontraban adecuadamente representados en los factores mencionados menos el Sueño y la elevación del brazo en las actividades diarias. Estos dos ítems en particular tenían correlaciones bajas con otros ítems de la escala y la correlación más baja ítem-total. Son los que menos consistencia aportan al cuestionario, sin embargo, no creemos que ambos ítems sean degradantes para la escala y los datos obtenidos no justificarían su exclusión del instrumento de medición, b) La validez del contenido describe la idoneidad de los ítems del cuestionario para medir lo que se pretende medir. Esta validez se fundamenta en el criterio del equipo investigador dado que no existen métodos objetivos que garanticen la idoneidad de las preguntas. El IVC (índice de valoración del contenido de 0,90 de la presente escala se considera indicativo de una validez de contenido elevada (por encima de 0,80). c) La validez de criterio hace referencia al grado en el que un cuestionario determinado se correlaciona con los valores de otro instrumento que mida la misma variable. En este estudio empleamos dos cuestionarios ampliamente utilizados en la evaluación de la funcionalidad del hombro: los cuestionarios SST y ASES, los valores obtenidos fueron de 0,587 y 0,690. Entre 0,81–1,0 se considera excelente, entre 0,61–0,80 muy buena, entre 0,41–0,60 buena, entre 0,21–0,40 justa, y entre 0–0,20 pobre (Fayers & Machin, 2013). Por lo tanto, la correlación resultó ser superior con el cuestionario ASES.

La validez de constructo de este test ha mostrado una correlación fuerte con otras escalas de valoración del hombro como el SST (Romeo et al., 2004), el WORC (Razmjou et al., 2008) o el Oxford Shoulder Questionnaire (Christie et al., 2009). Sin embargo, las correlaciones encontradas con otros instrumentos de medidas, entre ellos los que hemos empleado en el presente estudio son algo más débiles: DASH (Christie et al., 2009), ASES y SF-36 (Angst et al., 2011).

En las adaptaciones árabe y griega (Maqdes et al., 2020; Ntourantonis et al., 2017) se emplearon el DASH y Quick-DASH para el análisis de este parámetro encontrando una fuerte correlación (0,82 y 0,84 respectivamente) entre ambas escalas. Para la adaptación china (Yao et al., 2017) se emplearon la escala visual analógica (EVA) y el SF-36 demostrando una adecuada correlación con el EVA ($r = 0,497$) pero no con el SF-36 ($r = 0,135$).

La eficiencia de administración de esta escala puede considerarse alta, ya que a pesar de que el tiempo empleado para completarla es elevado (de 5 a 20 minutos) (Christie et al., 2009; Rocourt et al., 2008), sirve para evaluar íntegramente la articulación del paciente y evita tener que añadir más gestos exploratorios tras su administración.

6.4. FASE III: NORMALIZACIÓN DE LA ESCALA DE CONSTANT PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA (DETERMINACIÓN DE LOS VALORES DE REFERENCIA O NORMALES EN LA POBLACIÓN SANA)

6.4.1. La necesidad de conocer las puntuaciones normales

La infinita variabilidad entre individuos, la subjetividad con que se expresan los síntomas y la dificultad en la medición de los signos objetivos hacen que analizar cómo se comporta una patología o una intervención terapéutica en los pacientes sea a veces más arte que ciencia. Para paliar la falta de exactitud matemática en nuestras mediciones creamos índices, puntuaciones, escalas u otras herramientas que nos permitan cuantificar en cifras comparables los síntomas, signos, opiniones y sentimientos de los pacientes. Para la evaluación clínico-funcional del hombro existen numerosas escalas: WOSI, SST (Simple Shoulder Test), Rowe score etc. Sin embargo, el test de Constant-Murley es el sistema de evaluación funcional del hombro más empleado desde que fuera aprobado en Europa en 1989 por el Comité Ejecutivo de la Sociedad Europea de Cirugía del Hombro y Codo (SECEC); así como en los Estados Unidos, tras la Reunión Internacional de Cirujanos de Hombro de 1992, donde se recomendó a los autores que presentaran los resultados de sus trabajos usando este método. Esta escala fue diseñada por Christopher Constant y Alan Murley durante los años 1981-1986, presentándose por primera vez como tesis universitaria en 1986 (C. Constant, 1986) y publicándose su metodología en una revista científica en 1987 (C. R. Constant & Murley, 1987). En esta escala, 0 puntos corresponderían a un hombro completamente discapacitado y doloroso y 100 puntos a un hombro sano. Las diferencias fisiológicas que acontecerían en los distintos grupos poblacionales según la edad y el sexo afectarán de forma inevitable a la puntuación máxima que puedan alcanzar determinadas personas, sin que una reducción en la puntuación por este motivo se traduzca necesariamente en un “hombro enfermo”. Es por tanto primordial para la interpretación de esta escala, y en definitiva de cualquier puntuación que se vea afectada por los cambios fisiológicos intra e interpoblacionales, conocer los valores normales o promedio de la escala en los distintos grupos de la población sin hombros patológicos. Una vez tenemos estos valores normales, es fácil discernir si la puntuación que obtiene un paciente se acerca o no a la normalidad para su edad y sexo e incluso situar esta puntuación en una curva de normalidad y analizar en qué desviación de la media se encuentra. Algunos autores prefieren comparar la puntuación del hombro en estudio con

la puntuación del contralateral, pero en algunas poblaciones y en determinadas patologías la afectación de los hombros puede ser, en mayor o menor medida, bilateral, afectando a la comparación y actuando como factor de confusión en la valoración objetiva de la articulación.

El propio profesor Constant estudió las diferencias de puntuación en la población que analizó. Sin embargo, las diferencias geográficas y temporales hacen que estos valores no sean extrapolables. En definitiva, los valores normales obtenidos por Constant hace más de 30 años en población irlandesa, poco o nada tienen que ver con los que podemos encontrar hoy en día en España, el quinto país con mayor esperanza de vida del mundo (Conceição & United Nations Development Programme, 2019) y el tercero con mayor esperanza de vida sana (World Health Organization, 2016). Como se comentó en el Apartado I (Introducción), las proyecciones más recientes estiman que España será el país más envejecido del mundo en el año 2050, momento en el que 15,7 millones de personas serán mayores de 65 años, 31,4% de la población (frente al 19,6% actual) y habrá 5,8 millones de personas mayores de 80 años, 11,6% de la población (frente al 6% actual).

Pero la cuestión no es sólo la esperanza de vida sino las características de la población que alcanza esa esperanza de vida, cada vez más activa y en mejores condiciones lo que muy posiblemente influya en los valores considerados como “normales” para una determinada población.

El trabajo realizado surge cuando, después de realizar varios estudios de investigación relacionados con problemas de hombro en la población española, observamos que especialmente en la población anciana, la puntuación obtenida mediante la escala de Constant ajustada por edad y sexo con los datos de “normalidad” propuestos originalmente por Constant en 1986 llevaba a la obtención de valores que en algunos casos superaba el máximo posible. Este hecho ya había señalado previamente por Katolik et al. (Katolik et al., 2005). Este estudio proponía el uso de la siguiente fórmula para calcular una puntuación Constant normalizada: $\text{Puntuación normalizada} = (\text{Puntuación del test} / \text{Puntuación normal}) * 100$, proponiendo una serie de valores de referencia para la población de Chicago. Como ejemplo del uso de esta fórmula y las puntuaciones normales según edad y género propuestas por ellos para los chicaguenses nos ponen el siguiente ejemplo: “una mujer de 63 años con una puntuación de Constant “cruda” de 65 tras una hemiartroplastia de hombro tendría una puntuación normalizada de 78. Si se

usaran los valores originalmente calculados por Constant, la puntuación sería 93, reflejando quizás un marcado éxito numérico en la realidad de un resultado funcional justo”.

Estos resultados indican que, para comunicar con precisión los resultados del tratamiento utilizando los valores ajustados por edad y sexo, es necesario definir los valores normales de la puntuación de Constant en una población similar a la población de pacientes estudiada. La aplicación de los datos normalizados históricamente propuestos por el señor Constant en 1986 a la población española habría aumentado significativamente la puntuación de Constant normalizada o ajustada obtenida, lo que sugiere mejores resultados de los reales.

El empleo de la escala de Constant sin ajustar por edad y sexo (“normalizar”) es sólo útil cuando se trata de monitorizar a un paciente en particular a lo largo del tiempo (Balcells-Diaz & Daunis-I-Estadella, 2018). Sin embargo, muchos de los artículos que se publican hoy en día continúan utilizando esta puntuación sin normalización o la emplean con un método de estandarización sin un rigor estadístico y una metodología adecuada.

6.4.2. Estudios previos de la normalización de la escala de Constant y metodología empleada

Varios estudios han intentado verificar y cuantificar esta variación. Sin embargo, el empleo de unos valores de referencia calculados para una población distinta a la que se está considerando puede introducir sesgos importantes. Adicionalmente algunos de estos estudios que han calculado los valores de referencia se acompañan de una metodología poco precisa.

Los estudios publicados más relevantes relacionados con la estandarización del test son los de Constant (C. R. Constant et al., 2008), Grassi (Grassi & Tajana, 2003), Katolik (Katolik et al., 2005), Yian (Yian et al., 2005), Walton (Walton et al., 2007), Tavakkolizadeh (Tavakkolizadeh et al., 2009) y Gahlot (Gahlot et al., 2022).

El estudio original de Constant en su tesis doctoral, destacaba la necesidad de valores de fuerza normalizados. Para abordar este problema, midió los hombros de 900 pacientes en una clínica ortopédica y, "para ampliar el número", también midió la población hospitalaria en un hospital geriátrico. En ese momento, la bioestadística no estaba tan

desarrollada e integrada en la práctica médica como lo está actualmente. Por lo que no se consideraron sesgos, como la selección de sujetos, que podrían influir en la investigación. El cálculo del tamaño de la muestra, el cálculo de la potencia de la muestra, las razones para la estratificación por edad y el método utilizado para la selección de pacientes no se mencionaron.

En 2003, Grassi (Grassi & Tajana, 2003) calculó los valores de referencia para la población Italiana en 563 sujetos sin patología de hombro, en este momento, el test de Constant todavía no estaba estandarizado en muchos aspectos especialmente en la forma de medir la fuerza, esto junto a la ausencia de definición de la población a estudio introducía importantes sesgos en el cálculo de los valores de referencia.

En 2005, dos autores diferentes de dos instituciones y continentes diferentes publicaron dos artículos en el *Journal of Shoulder and Elbow Surgery* (JSES) que abordaban la preocupación sobre las diferencias en la fuerza del hombro según el género y el deterioro de la fuerza del hombro con la edad. Katolik et al. (Katolik et al., 2005) midieron la fuerza en 441 pacientes que asistieron a una clínica de medicina deportiva por motivos distintos a la presencia de patología en el hombro. Antes de esas mediciones, los autores llevaron a cabo un examen de detección para excluir a los pacientes con condiciones previas o actuales que involucraran el hombro, codo o columna cervical. Los autores presentaron una tabla similar a la publicada por Constant que informaba de los valores "normales" en diferentes grupos de edad, pero se reproducían las imprecisiones previas iniciales de Constant. El cálculo del tamaño de la muestra, el cálculo de la potencia del estudio y la aleatorización no fueron mencionados. Se medía la fuerza de los pacientes que asistían a una clínica de medicina deportiva con el sesgo que esto supone limitando el poder realizar inferencias o extraer conclusiones relacionadas con la población general o la población "normal", que era el propósito original del estudio. Además, estos autores permitieron que el médico, en lugar del paciente, decidiera si los hombros eran normales, lo cual es inconsistente con la siguiente definición de un hombro normal proporcionada por Constant: "el sujeto no tiene dolor alrededor del hombro y puede realizar las actividades deseadas".

El mismo año, Yian et al. (Yian et al., 2005) publicaron un estudio que tenía como objetivo determinar las puntuaciones normales de la escala de Constant en una población contemporánea y comparar estos valores con los establecidos originalmente por Constant.

Estos autores realizaron mediciones de la fuerza en 1620 pacientes procedentes de una clínica y un grupo de control de 115 voluntarios sanos en paralelo. Como se ha señalado anteriormente, estos autores no estimaron el tamaño de la muestra necesario antes del estudio, no realizaron un cálculo de la potencia ni informaron sobre el método utilizado para la selección de sujetos. Solo sabemos que los sujetos eran pacientes de una clínica con un hombro “normal” definido según los criterios de Constant, pero no conocemos el tipo de clínica a la que asistían estos pacientes. El grupo control incluyó a 115 voluntarios sanos. No se proporcionó más información sobre el reclutamiento de los voluntarios. Sin embargo, los autores señalaron que el método de reclutamiento del tamaño de la muestra era "una debilidad del estudio".

Walton et al. (Walton et al., 2007) y Tavakkolizadeh et al. (Tavakkolizadeh et al., 2009) en 2007 y 2009 estudiaron los valores normalizados para la población inglesa en 108 y 270 sujetos sanos respectivamente. Los primeros con una definición poco precisa de hombro sano, donde se admitían pacientes con la presencia de dolor moderado y adicionalmente sólo se incluían pacientes por encima de los 50 años; los segundos sin definir las características de la población a estudio ni la determinación del tamaño muestral. Finalmente, Gahlot et al. (Gahlot et al., 2022) publicaron los valores de referencia para la población India tras estudiar a 248 voluntarios sanos de entre 18 y 78. Este último estudio tenía unos criterios de inclusión bien definidos pero en ningún momento se menciona como se ha calculado el tamaño muestral ni las características de la población del estudio en relación a la población global.

De lo que carecen todos los trabajos, es de un proceso previo de adaptación y validación de la escala para la población de referencia donde van a calcular los valores de normalidad. El presente estudio realizó esta primera fase antes de determinar los valores de referencia de la población, pues carecía de sentido su determinación sin asegurarnos de que el test es perfectamente entendido y tiene una adecuada adaptación transcultural.

Nuestros criterios de inclusión son estrictos, tomamos la definición de hombro sano descrita por Constant donde no se admite dolor en el hombro, sin embargo, quizás este debiera ser un punto de discusión donde detenerse: “la definición de hombro sano”. Dado que como hemos mencionado cada vez se alcanzan senectudes mayores y más activas resulta complicado en determinada población geriátrica encontrar un hombro sin dolor y que permite hacer todas las actividades de la vida diaria incluidas valoradas en el test,

especialmente a las que implican la elevación del brazo por encima de la altura del hombro, ya que, como se ha comprobado en los resultados de nuestro estudio, la movilidad del hombro se reduce con la edad sin que implique una situación patológica. Este hecho nos llevó a no poder incluir en el estudio un número elevado de personas ya que en los mayores de 75 años no era infrecuente la presencia de un dolor leve que no afectaba a la realización de ninguna de las actividades que el sujeto realizaba y que ni siquiera requería el consumo de analgésicos. Por lo tanto, quizás esa definición original de hombro sano debemos matizarla para la población actual porque de no ser así, es posible que dejemos fuera de esa normalidad a muchos individuos que consideran que su hombro se encuentra dentro de la normalidad. Soldatis et al. (Soldatis et al., 1997) pasaron diferentes escalas de evaluación del hombro (Rowe, ASES, UCLA, Constant-Murley y SST) a 190 atletas universitarios sanos para determinar la presencia y gravedad de los síntomas de hombro en una población normal similar a una población militar en servicio activo y llegaron a la conclusión de que un porcentaje significativo tenían síntomas en el hombro que por lo general aumentaban en el brazo dominante. Descubrieron que el 46% de todos los hombros mostraban algún grado de dolor. Un factor adicional a tener en cuenta es la influencia de los factores psicosociales en la puntuación del ítem dolor. Aunque es objeto de controversia, hay estudios que han demostrado la influencia de estos factores en la puntuación obtenida en el ítem dolor (Martinez-Calderon et al., 2018; Pires Rodrigues et al., 2023; Strube et al., 2019). Lo cual puede justificar que de alguna manera pacientes con una percepción de su hombro como “sano” y que le permite realizar todas las actividades tengan dolor en el mismo. Esto nos llevaría a profundizar algo más en antecedentes personales o criterios de selección en la muestra original relacionados con la patología psicológica (ansiedad y depresión), que por otro lado es altamente frecuente en nuestra población: la prevalencia global de los problemas de salud mental es del 27,4%, según los datos del informe de salud mental elaborado en 2020 por el Ministerio de Sanidad (Miguel García et al., 2020).

Con el trabajo realizado podríamos redefinir el concepto de “hombro sano” del sr Constant como “hombro sano es aquel que permite que el paciente realice todas las actividades que este quiere realizar y que o no presenta dolor o presenta niveles leves que no precisan el consumo de analgésicos, considerando el propio paciente que su hombro se encuentra “normal” ”. Con esta definición a diferencia de la realizada por Constant el paciente no tiene por qué obtener 35 puntos en la evaluación subjetiva y puede obtener

una puntuación inferior (entre 30-35). Algunos autores ya han aplicado criterios más laxos. Pike et al. (Pike et al., 2022) para determinar la influencia de la edad en la movilidad y la fuerza incluían pacientes que consideraban que la función de su hombro se encontraba entre un 90% y un 100% de la normalidad (siendo 100% un hombre normal sano) y pacientes con 1 de dolor (siendo 10 el máximo posible).

Como hemos comentado otro de los problemas que presentan los estudios previos es la ausencia del cálculo del tamaño muestral. Nosotros basamos nuestra n mínima en un estudio previamente realizado por Balcells et al. (Balcells-Diaz & Daunis-I-Estadella, 2018), con la finalidad de determinar la influencia de la edad en los valores de la fuerza obtenidos por la población española para la escala de Constant. Estos autores realizaron un minucioso trabajo de cálculo del tamaño muestral con un ensayo piloto previo que les permitió una estimación de la dispersión y la variabilidad y la posibilidad de determinar la n para diferentes potencias estadísticas.

Finalmente, como se ha comentado en la sección material y método, en el presente trabajo hemos de conseguir identificar una población con un tamaño manejable que sería representativa del perfil poblacional a estudio. La comunidad de Madrid y más concretamente su área sanitaria 7 tienen unas características demográficas (edad, sexo) muy similares a las de la población española.

6.4.3. Puntuación en el test de Constant

Estudios iniciales en relación con las escalas de evaluación funcional del hombro, asumían que lograr una puntuación perfecta (en el caso de la escala de Constant 100 puntos) indicaba normalidad. Nuestros resultados ponen de manifiesto cómo la puntuación media del tests no alcanza los 100 puntos en ningún grupo de edad, incluso en una población joven y activa sin síntomas o patología en el hombro. Este hallazgo ya ha sido reflejado por otros investigadores (Hardy et al., 2019; Katolik et al., 2005; Yian et al., 2005), lo que destaca la importancia de recopilar información demográfica adicional al interpretar la puntuación.

Nuestro estudio muestra una clara relación entre la edad y la disminución de la puntuación en la escala de Constant para la población española. Esto concuerda con hallazgos similares de estudios previos en diferentes poblaciones (Katolik et al., 2005; M. Thomas et al., 2003). Constant (C. R. Constant & Murley, 1987), originalmente señaló un aumento

inicial y el mantenimiento de la función y la fuerza del hombro con la edad, seguido de una disminución drástica y constante en mujeres mayores de 40 años y hombres mayores de 60 años. De manera similar, Grassi et al. (Grassi & Tajana, 2003) observaron una tendencia decreciente a partir de los 50 años en hombres y de los 30 en mujeres, y Katolik (Katolik et al., 2005) también señaló una disminución en la puntuación global en la escala de Constant y en la fuerza a los 70 años. En el presente estudio hemos observado un deterioro en las puntuaciones globales de la escala en pacientes masculinos y femeninos ligeramente mayores (>75 años). Las características mencionadas de la esperanza de vida y las mejores condiciones en las que se alcanza en nuestro país probablemente juegan un papel en este aspecto. Estudios previos sobre el proceso de normalización justifican la disminución general en la puntuación en la escala de Constant debido principalmente a la disminución en la fuerza. Sin embargo, en nuestro estudio, el ítem que más contribuyó a la disminución general de la puntuación con la edad fue el rango de movilidad, seguido de la fuerza.

6.4.4. Rango articular de movimiento (RAM)

Según la Academia Americana de Cirujanos Ortopédicos (AAOS) el rango normal de movimiento activo del hombro son 180° para la flexión y la abducción, y 90° para la rotación externa (American Academy of Orthopaedic Surgeons, 1965). Sin embargo, cuando se publican estos rangos articulares de movimiento nuevamente se incurren en diferentes sesgos metodológicos como son la ausencia de especificación de la población y del método utilizado para obtener estos valores, así como el potencial error de medición (Desrosiers et al., 1995; Fiebert et al., 1995). El RAM del hombro puede verse influenciado por diferentes factores: la edad, el sexo, la historia laboral, la dominancia, el sistema empleado en la medición y la variabilidad del evaluador (Barnes et al., 2001).

Son varios los estudios previos que han intentado establecer valores normalizados para el RAM del hombro y que han pretendido determinar si la edad, el sexo o la dominancia de la mano influyen en el movimiento del hombro. Sin embargo, los datos son contradictorios. Aunque algunos autores han demostrado una disminución en el rango de movimiento con el envejecimiento, otros han encontrado que solo algunos movimientos del hombro se ven significativamente afectados por la edad. Pike et al. (Pike et al., 2022) demostraron en un estudio realizado en 256 hombres sin patología cómo la edad afectaba de manera independiente al RAM y a la fuerza del hombro.

En 2001, Barnes et al. (Barnes et al., 2001) midieron el RAM en 280 hombros en pacientes de entre 4 y 70 años y encontraron que el RAM del hombro disminuía a medida que aumentaba la edad, con la excepción de la rotación interna (RI), que aumentaba, a diferencia de lo hallado en el estudio realizado por Pike et al. donde la RI disminuía a medida que aumentaba la edad. Posiblemente la forma de medición de la rotación y la inclusión de un grupo poblacional muy joven en el estudio de Barnes influya en la diferencia de resultados en relación a la RI.

Nuestros resultados están en consonancia con los de Pike et al., la abducción presentó un coeficiente de correlación de -0,3738 ($p < 0,001$), la flexión de -0,3866 ($p < 0,001$), la rotación externa de -0,4012 y la rotación interna de -0,3729 ($p < 0,001$), por lo que todos los rangos de movimiento del hombro presentaban una disminución significativa con la edad.

El impacto del sexo en el RAM varía en función del estudio. McIntosh et al. (McIntosh et al., 2003) y Gill et al. (H. Gill et al., 2006) no encontraron relación entre el sexo y el RAM al utilizar muestras de 41 y 72 participantes respectivamente. Otros estudios (Barnes et al., 2001) han demostrado una diferencia en el RAM en relación al sexo. Gill et al. (T. K. Gill et al., 2020) encontraron que en la población general y en todos los grupos de edad la media de flexión y abducción activas del hombro era mayor en los hombres, mientras que la rotación externa activa era mayor en las mujeres. Barnes et al. (Barnes et al., 2001) en un estudio realizado en 140 hombres y 140 mujeres encontraron que el RAM era más alto para las mujeres en todos los movimientos pero se incluían niños en dicha muestra. En el presente estudio no hemos podido objetivar esta diferencia (puntuación en el ítem movilidad de $37,52 \pm 3,25$ vs $37,31 \pm 3,92$, $p=0,3836$) y esta ausencia de diferencia entre sexos se mantiene en todos los estratos de edad.

El RAM puede depender de las actividades de la vida diaria que realicen hombres y mujeres y por lo tanto variar en diferentes poblaciones. Lo que sí que resulta evidente tanto en el presente estudio como en otros previos (Barnes et al., 2001; Boone & Azen, 1979; H. Gill et al., 2006; Macedo & Magee, 2008; McIntosh et al., 2003) es que los rangos medios de movimiento estratificados por edad quedan muy alejados de los considerados por la AAOS (American Academy of Orthopaedic Surgeons, 1965). Así donde la AAOS considera normal un movimiento activo del hombro de 180° para la flexión y la abducción, nuestras mejores medias están en torno a los 170° de abducción

para ambos movimientos en los pacientes del grupo de edad más joven (18-30 años) no alcanzando ningún grupo de edad los 180°.

En cuanto a las enfermedades crónicas que afectan el RAM, Gill et al. (T. K. Gill et al., 2020) hallaron un menor RAM en los pacientes diabéticos. En el presente estudio los pacientes con diabetes presentaron una edad media superior ($65,9 \pm 14$) a los pacientes sin diabetes ($50,7 \pm 18,4$). A la hora de calcular las diferencias en términos de movilidad entre los pacientes con y sin diabetes, utilizamos la edad como factor confusor, pues la movilidad disminuía con la edad de forma independiente a otras variables. El análisis de regresión logística no demostró una relación estadística significativa entre la diabetes y la disminución de movilidad (coeficiente de correlación $-0,0435$, $p = 0,0895$) y aunque ninguno de los movimientos del hombro demostró tampoco una relación estadísticamente significativa de forma independiente con la presencia o no diabetes, la rotación interna sí presentaba una relación débilmente negativa con la diabetes que podría considerarse al límite de la significación estadística (coeficiente de correlación $-0,1484$, $p = 0,0561$).

El descenso del balance articular en pacientes diabéticos con hombros sin dolor ni rigidez ha sido señalado ya con anterioridad por Cole et al. (Cole et al., 2009) que publicó rangos promedio reducidos de flexión, abducción y rotación externa activas. La justificación a esto es la existencia de cambios en la matriz extracelular del tejido conectivo en las personas diabéticas, que se acompañan de una reducción en el contenido de colágeno y alteraciones en el entrecruzamiento del mismo (Alt et al., 2004; Bedi et al., 2010; S. M. Brown et al., 2005).

Nuestro hallazgo de disminución de todos los rangos de movimiento al aumentar la edad, como hemos comentado con anterioridad está respaldado por estudios previos (Allander et al., 1974; Clarke et al., 1975; T. K. Gill et al., 2020) y existen dos posibles explicaciones a estos hallazgos que pueden actuar de manera independiente e incluso sinérgica. En primer lugar, a medida que las personas envejecen la cantidad de líquido sinovial presente dentro de las articulaciones disminuye y el cartílago se vuelve más delgado. Los ligamentos y la cápsula articular van perdiendo elasticidad por la pérdida de colágeno que conlleva el propio envejecimiento lo que hace que las articulaciones se vuelvan más rígidas. Por otro lado, la reducción de la actividad física a medida que las personas envejecen también podría influir en el descenso del RAM.

6.4.5. Fuerza

Aunque como vemos existe cierta variabilidad en los resultados publicados por los autores en relación a la influencia de la edad en el RAM, esta variabilidad es menor en relación a la influencia de la edad en la fuerza del hombro. Nuestros resultados mostraron un descenso de la fuerza con la edad. Diversos artículos han publicado la influencia negativa de la edad en la fuerza desarrollada por el hombro (Balcells-Diaz & Daunis-I-Estadella, 2018; Hughes et al., 1999).

Si bien es cierto que nuestros resultados ponen de manifiesto un cierto efecto techo en los varones menores de 30 años, este efecto parece estar más relacionado con el sexo que con la edad. De hecho, como se puede ver en los resultados de la fuerza estratificados por grupos demográficos, las diferencias entre sexos superan con mucho las diferencias entre grupos de edad del mismo sexo: grosso modo, el varón promedio de un grupo etario concreto duplica la fuerza ejercida por una mujer promedio del mismo grupo etario; por otro lado, la fuerza varía entre cada grupo etario contiguo una media de 1,9 kg en hombres y 0,8 kg en mujeres. Esto nos lleva también a otro resultado importante: que la correlación entre pérdida de fuerza y edad es mucho mayor en los hombres que en las mujeres. Balcells et al. (Balcells-Diaz & Daunis-I-Estadella, 2018) ya habían señalado este aspecto en relación a la diferencia de sexos. La diferencia en términos de fuerza entre hombres y mujeres se hace notoria a partir de los 15 años de edad, está más pronunciada en el tronco superior que en el inferior y se debe a factores biológicos (mayor masa muscular y mayor proporción de áreas musculares con fibras tipo II en hombres) y sociológicos (preferencias deportivas, estéticas...).

El mecanismo exacto de la disminución de la fuerza del hombro con la edad no está bien determinado. Un estudio realizado por Kallman et al. (Kallman et al., 1990) registró la fuerza de agarre y la masa muscular de 847 voluntarios sanos. Se encontró que los pacientes ancianos con una masa muscular más alta eran más débiles de lo esperado, mientras que los pacientes más jóvenes con una masa muscular más baja eran más fuertes de lo esperado. Esto demostró que existen otros factores fisiológicos ajenos a la pérdida de masa muscular que hacen que las personas pierdan fuerza a medida que envejecen. Todos estos factores se engloban dentro del término sarcopenia, que se define como la pérdida de masa, fuerza y función muscular (Volpi et al., 2004) que ocurre de forma involuntaria con la edad.

6.5. LIMITACIONES DEL ESTUDIO

6.5.1. Fases I y II. Traducción, adaptación transcultural y validación.

El estudio realizado durante estas fases presenta varias limitaciones:

1. La ausencia de un análisis de sensibilidad exhaustivo, que implicaría más factores como la efectividad de la intervención, así como el tipo y la gravedad de la enfermedad. Segundo, solo se estudiaron pacientes con dolor unilateral de hombro, lo cual no representa con precisión a la población con molestias en el hombro, donde la afectación bilateral no es rara.
2. El tiempo entre cada evaluación fue de dos semanas para evitar que los pacientes recordaran los datos proporcionados el primer día. Sin embargo, este período podría resultar en una variación en el resultado final como consecuencia de la modificación de algunos ítems, como el dolor; aunque para minimizar esta variación, se pidió a los pacientes que no se sometieran a ningún tratamiento durante esas dos semanas.

Fase III. Cálculo de los valores de referencia para la población española.

El estudio realizado durante esta fase presenta varias limitaciones:

1. Muestra Geográficamente Limitada: aunque como hemos comentado la población elegida es muy representativa de la población española esta se ha concentrado en una región específica de España, lo que puede no reflejar completamente la diversidad cultural y fisiológica de toda la población española.
2. Aunque se estratificaron los resultados por edad y género, la mayor representación de ciertos grupos de edad (por ejemplo, personas de 46-60 años) puede haber influido en los resultados promedio, especialmente en las valoraciones de fuerza y movilidad. Si bien es cierto que la distribución obtenida por estratos obedece a la misma distribución encontrada en la población española.
3. No se consideraron diagnósticos médicos previos y comorbilidades como la obesidad que pueden afectar el ROM del hombro.
4. No se realizaron pruebas de imagen para descartar la existencia de patología en el hombro empleando únicamente la definición de hombro sano del profesor Constant.

5. Aunque las mediciones fueron realizadas por un grupo de clínicos entrenados específicamente para ello, hay que tener presente la variabilidad que puede existir al realizar la medición con goniómetro del rango articular de movimiento.
6. En relación con la medición del rango articular del movimiento o la fuerza no se realizó un análisis formal de la variabilidad inter e intra-observador.

Apartado VII:

**OBJETIVOS ALCANZADOS
Y DIRECTRICES FUTURAS**

7.1. OBJETIVOS ALCANZADOS

1. **Adaptación Transcultural Exitosa:** Se logró adaptar el CMS al español mediante un proceso riguroso de traducción y retrotraducción, asegurando la comprensión y relevancia cultural del cuestionario para los pacientes hispanohablantes.
2. **Validación del CMS-ES:** Se llevó a cabo la Validación de la escala traducida y adaptada a la cultura española mediante la evaluación de su fiabilidad y validez con el fin de asegurarnos de que la escala mide de manera precisa y consistente lo que se propone medir.
3. **Establecimiento de Valores Normales:** Se determinaron los valores normales del CMS-ES para la población española actual, considerando diferencias significativas por edad y género, lo que proporciona una referencia esencial para la evaluación clínica del hombro en España.

7.2. DIRECTRICES FUTURAS

1. **Ampliación Geográfica de la Muestra:** Para mejorar la generalización de los resultados, futuros estudios deberían incluir muestras de diferentes regiones de España, incorporando una mayor diversidad cultural y socioeconómica.
2. **Seguimiento Longitudinal:** Realizar estudios longitudinales para evaluar cómo los valores normales del CMS-ES pueden cambiar con el tiempo debido a factores como el envejecimiento de la población y las mejoras en los tratamientos médicos.
3. **Investigación en Otras Poblaciones de Habla Hispana:** Adaptar y validar el CMS-ES en otras poblaciones hispanohablantes fuera de España, para examinar la aplicabilidad transcultural del cuestionario en diferentes contextos.

Apartado VIII:

CONCLUSIONES

CONCLUSIONES

1. Se ha demostrado que la versión española del CMS reproduce de forma precisa la original publicada por Constant y Murley. Su traducción y adaptación transcultural han dado como resultado un instrumento de medida de la función del hombro que es fácilmente comprensible por los hispanohablantes, tanto para los pacientes a los que se les administra la escala como para los clínicos e investigadores que la puedan llegar a usar.
2. La versión en español del test *Constant-Murley Score* (CMS-ES) es un instrumento fiable y válido para evaluar la funcionalidad del hombro, con propiedades psicométricas sólidas que justifican su uso en la práctica clínica.
 - a. Presenta consistencia interna adecuada, reflejando que los ítems del cuestionario están bien inter-correlacionados.
 - b. La fiabilidad inter e intra-observador confirman una excelente reproducibilidad de los resultados, superior a la reportada en estudios previos.
 - c. La validez de criterio de la escala ha demostrado correlaciones fuertes con otras escalas de valoración del hombro, así como una buena sensibilidad al cambio tras la intervención en varias patologías del hombro.
3. Las puntuaciones globales de la escala de Constant en la población española son más altas que las publicados previamente para otras poblaciones, existiendo una clara disminución de la puntuación total con la edad que se debe principalmente a la reducción en el rango de movilidad y, en menor medida, a la fuerza.
 - a. Se confirmó una disminución significativa en todos los rangos de movimiento del hombro con la edad, mostrando la rotación interna una relación negativa débil con la diabetes.
 - b. Se observó una disminución de la fuerza del hombro con la edad, siendo esta correlación más pronunciada en hombres que en mujeres.

Bibliografía

- Allander, E., Björnsson, O. J., Olafsson, O., Sigfússon, N., & Thorsteinsson, J. (1974). Normal range of joint movements in shoulder, hip, wrist and thumb with special reference to side: A comparison between two populations. *International Journal of Epidemiology*, 3(3), 253-261. <https://doi.org/10.1093/ije/3.3.253>
- Alt, N., Carson, J. A., Alderson, N. L., Wang, Y., Nagai, R., Henle, T., Thorpe, S. R., & Baynes, J. W. (2004). Chemical modification of muscle protein in diabetes. *Archives of Biochemistry and Biophysics*, 425(2), 200-206. <https://doi.org/10.1016/j.abb.2004.03.012>
- American Academy of Orthopaedic Surgeons. (1965). *Joint Motion: Method of Measuring and Recording*. Churchill Livingstone.
- Amstutz, H. C., Sew Hoy, A. L., & Clarke, I. C. (1981a). UCLA anatomic total shoulder arthroplasty. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 155, 7-20.
- Amstutz, H. C., Sew Hoy, A. L., & Clarke, I. C. (1981b). UCLA anatomic total shoulder arthroplasty. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 155, 7-20.
- Angst, F., Schwyzer, H.-K., Aeschlimann, A., Simmen, B. R., & Goldhahn, J. (2011). Measures of adult shoulder function: Disabilities of the Arm, Shoulder, and Hand Questionnaire (DASH) and Its Short Version (QuickDASH), Shoulder Pain and Disability Index (SPADI), American Shoulder and Elbow Surgeons (ASES) Society Standardized Shoulder. *Arthritis Care & Research*, 63(S11), S174-S188. <https://doi.org/10.1002/acr.20630>
- Argimon Pallàs, J. M., & Jiménez Villa, J. (2019). *Métodos de investigación clínica y epidemiológica* (5.^a ed.). Elsevier.

- Arias-Martorell, J. (2018). The morphology and evolutionary history of the glenohumeral joint of hominoids: A review. *Ecology and Evolution*, 9(1), 703-722. <https://doi.org/10.1002/ece3.4392>
- Australian Institute of Health and Welfare. (2017). *Admitted patient care 2015–16: Australian hospital statistics, Summary* (HSE 185; p. 290). <https://www.aihw.gov.au/reports/hospitals/ahs-2015-16-admitted-patient-care/summary>
- Australian Institute of Health and Welfare. (2023). *Principal diagnosis data cubes, Data cubes*. Australian Institute of Health and Welfare. <https://www.aihw.gov.au/reports/hospitals/principal-diagnosis-data-cubes/contents/summary>
- Balcells-Diaz, E., & Daunis-I-Estadella, P. (2018). Shoulder strength value differences between genders and age groups. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 27(3), 463-469. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2017.10.021>
- Balg, F., & Boileau, P. (2007). The instability severity index score. A simple pre-operative score to select patients for arthroscopic or open shoulder stabilisation. *The Journal of Bone and Joint Surgery. British Volume*, 89(11), 1470-1477. <https://doi.org/10.1302/0301-620X.89B11.18962>
- Ban, I., Troelsen, A., Christiansen, D. H., Svendsen, S. W., & Kristensen, M. T. (2013). *Standardised test protocol (Constant Score) for evaluation of functionality in patients with shoulder disorders*. 8.
- Barnes, C. J., Van Steyn, S. J., & Fischer, R. A. (2001). The effects of age, sex, and shoulder dominance on range of motion of the shoulder. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 10(3), 242-246. <https://doi.org/10.1067/mse.2001.115270>

- Barreto, R. P. G., Barbosa, M. L. L., Balbinotti, M. A. A., Mothes, F. C., da Rosa, L. H. T., & Silva, M. F. (2016). The Brazilian version of the Constant–Murley Score (CMS-BR): Convergent and construct validity, internal consistency, and unidimensionality. *Revista Brasileira de Ortopedia (English Edition)*, *51*(5), 515-520. <https://doi.org/10.1016/j.rboe.2016.08.017>
- Barwood, S. A., French, J. A., Watson, L. A., Balster, S. M., Hoy, G. A., & Pizzari, T. (2018). The Specific AC Score (SACS): A new and validated method of assessment of isolated acromioclavicular joint pathology. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *27*(12), 2214-2223. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2018.04.026>
- Beaton, D. E., Katz, J. N., Fossel, A. H., Wright, J. G., Tarasuk, V., & Bombardier, C. (2001). Measuring the whole or the parts? Validity, reliability, and responsiveness of the Disabilities of the Arm, Shoulder and Hand outcome measure in different regions of the upper extremity. *Journal of Hand Therapy: Official Journal of the American Society of Hand Therapists*, *14*(2), 128-146.
- Beck, C. T., Bernal, H., & Froman, R. D. (2003). Methods to document semantic equivalence of a translated scale. *Research in Nursing & Health*, *26*(1), 64-73. <https://doi.org/10.1002/nur.10066>
- Bedi, A., Fox, A. J. S., Harris, P. E., Deng, X.-H., Ying, L., Warren, R. F., & Rodeo, S. A. (2010). Diabetes mellitus impairs tendon-bone healing after rotator cuff repair. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *19*(7), 978-988. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2009.11.045>
- Bjelle, A. (1989). Epidemiology of shoulder problems. *Baillière's Clinical Rheumatology*, *3*(3), 437-451. [https://doi.org/10.1016/S0950-3579\(89\)80003-2](https://doi.org/10.1016/S0950-3579(89)80003-2)

- Boone, D. C., & Azen, S. P. (1979). Normal range of motion of joints in male subjects. *The Journal of Bone and Joint Surgery. American Volume*, 61(5), 756-759.
- Brophy, R. H., Beauvais, R. L., Jones, E. C., Cordasco, F. A., & Marx, R. G. (2005). Measurement of shoulder activity level. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 439, 101-108. <https://doi.org/10.1097/01.blo.0000173255.85016.1f>
- Brown, S. M., Smith, D. M., Alt, N., Thorpe, S. R., & Baynes, J. W. (2005). Tissue-specific variation in glycation of proteins in diabetes: Evidence for a functional role of amadoriase enzymes. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1043, 817-823. <https://doi.org/10.1196/annals.1333.094>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research, 2nd ed* (pp. xvii, 462). The Guilford Press.
- Bryan, S., Davis, J., Broesch, J., Doyle-Waters, M. M., Lewis, S., McGrail, K., McGregor, M. J., Murphy, J. M., & Sawatzky, R. (2014). Choosing your partner for the PROM: A review of evidence on patient-reported outcome measures for use in primary and community care. *Healthcare Policy = Politiques De Sante*, 10(2), 38-51.
- Bull, C., Byrnes, J., Hettiarachchi, R., & Downes, M. (2019). A systematic review of the validity and reliability of patient-reported experience measures. *Health Services Research*, 54(5), 1023-1035. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.13187>
- Burner, T., Abbott, D., Huber, K., Stout, M., Fleming, R., Wessel, B., Massey, E., Rosenthal, A., & Burns, E. (2014). Shoulder Symptoms and Function in Geriatric Patients: *Journal of Geriatric Physical Therapy*, 37(4), 154-158. <https://doi.org/10.1519/JPT.0b013e3182abe7d6>
- Cadogan, A., Laslett, M., Hing, W. A., McNair, P. J., & Coates, M. H. (2011). A prospective study of shoulder pain in primary care: Prevalence of imaged

- pathology and response to guided diagnostic blocks. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 12, 119. <https://doi.org/10.1186/1471-2474-12-119>
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz Rubiales, Á. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 34(1), 63-72.
- Çelik, D. (2016). Turkish version of the modified Constant-Murley score and standardized test protocol: Reliability and validity. *Acta Orthopaedica Et Traumatologica Turcica*, 50(1), 69-75.
<https://doi.org/10.3944/AOTT.2016.14.0354>
- Charles, E. R., Kumar, V., Blacknall, J., Edwards, K., Geoghegan, J. M., Manning, P. A., & Wallace, W. A. (2017). A validation of the Nottingham Clavicle Score: A clavicle, acromioclavicular joint and sternoclavicular joint-specific patient-reported outcome measure. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 26(10), 1732-1739. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2017.03.036>
- Chen, J., Ou, L., & Hollis, S. J. (2013). A systematic review of the impact of routine collection of patient reported outcome measures on patients, providers and health organisations in an oncologic setting. *BMC Health Services Research*, 13(1), 211. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-13-211>
- Chen, Q., Beal, E. W., Okunrintemi, V., Cerier, E., Paredes, A., Sun, S., Olsen, G., & Pawlik, T. M. (2019). The Association Between Patient Satisfaction and Patient-Reported Health Outcomes. *Journal of Patient Experience*, 6(3), 201-209.
<https://doi.org/10.1177/2374373518795414>
- Chow, E., Faye, L., Sawatzky, R., Webster, G., & Cho, M. (2015). CIHI PROMs Forum—PROMs Background Document. *Canadian Institute for Health Information*.

- Christie, A., Hagen, K. B., Mowinckel, P., & Dagfinrud, H. (2009). Methodological properties of six shoulder disability measures in patients with rheumatic diseases referred for shoulder surgery. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *18*(1), 89-95. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2008.07.008>
- Clarke, G. R., Willis, L. A., Fish, W. W., & Nichols, P. J. (1975). Preliminary studies in measuring range of motion in normal and painful stiff shoulders. *Rheumatology and Rehabilitation*, *14*(1), 39-46. <https://doi.org/10.1093/rheumatology/14.1.39>
- Cole, A., Gill, T. K., Shanahan, E. M., Phillips, P., Taylor, A. W., & Hill, C. L. (2009). Is diabetes associated with shoulder pain or stiffness? Results from a population based study. *The Journal of Rheumatology*, *36*(2), 371-377. <https://doi.org/10.3899/jrheum.080349>
- Conboy, V. B., Morris, R. W., Kiss, J., & Carr, A. J. (1996). An evaluation of the Constant-Murley shoulder assessment. *The Journal of Bone and Joint Surgery. British Volume*, *78*(2), 229-232.
- Conceição, P. & United Nations Development Programme. (2019). *Human development report 2019: Beyond income, beyond averages, beyond today: inequalities in human development in the 21st century*.
- Constant, C. (1986). *Age related recovery of shoulder function after injury*. University College Cork.
- Constant, C. R., Gerber, C., Emery, R. J. H., Sjøbjerg, J. O., Gohlke, F., & Boileau, P. (2008). A review of the Constant score: Modifications and guidelines for its use. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *17*(2), 355-361. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2007.06.022>
- Constant, C. R., & Murley, A. H. (1987). A clinical method of functional assessment of the shoulder. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, *214*, 160-164.

- Cook, K. F., Roddey, T. S., Gartsman, G. M., & Olson, S. L. (2003). Development and psychometric evaluation of the Flexilevel Scale of Shoulder Function. *Medical Care*, *41*(7), 823-835. <https://doi.org/10.1097/00005650-200307000-00006>
- Croft, P., Pope, D., Zonca, M., O'Neill, T., & Silman, A. (1994). Measurement of shoulder related disability: Results of a validation study. *Annals of the Rheumatic Diseases*, *53*(8), 525-528. <https://doi.org/10.1136/ard.53.8.525>
- Curtis, K. A., Roach, K. E., Applegate, E. B., Amar, T., Benbow, C. S., Genecco, T. D., & Gualano, J. (1995). Development of the Wheelchair User's Shoulder Pain Index (WUSPI). *Paraplegia*, *33*(5), 290-293. <https://doi.org/10.1038/sc.1995.65>
- Dawson, J., Fitzpatrick, R., & Carr, A. (1996). Questionnaire on the perceptions of patients about shoulder surgery. *The Journal of Bone and Joint Surgery. British Volume*, *78*(4), 593-600.
- Dawson, J., Fitzpatrick, R., & Carr, A. (1999). The assessment of shoulder instability. The development and validation of a questionnaire. *The Journal of Bone and Joint Surgery. British Volume*, *81*(3), 420-426. <https://doi.org/10.1302/0301-620x.81b3.9044>
- Desrosiers, J., Hébert, R., Bravo, G., & Dutil, É. (1995). Shoulder Range of Motion of Healthy Elderly People: A Normative Study. *Physical & Occupational Therapy In Geriatrics*, *13*(1-2), 101-114. https://doi.org/10.1080/J148v13n01_06
- Devet, H., Terwee, C., & Bouter, L. (2003). Clinimetrics and psychometrics: Two sides of the same coin. *Journal of Clinical Epidemiology*, *56*(12), 1146-1147. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2003.08.010>
- Dupeyron, A., Gelis, A., Sablayrolles, P., Bousquet, P.-J., Julia, M., Herisson, C., Pélissier, J., & Codine, P. (2010). Heterogeneous assessment of shoulder disorders: Validation of the Standardized Index of Shoulder Function. *Journal of*

Rehabilitation Medicine, 42(10), 967-972. <https://doi.org/10.2340/16501977-0627>

Edmonds, E. W., Bastrom, T. P., Roocroft, J. H., Calandra-Young, V. A., & Pennock, A. T. (2017). The Pediatric/Adolescent Shoulder Survey (PASS): A Reliable Youth Questionnaire With Discriminant Validity and Responsiveness to Change. *Orthopaedic Journal of Sports Medicine*, 5(3), 2325967117698466. <https://doi.org/10.1177/2325967117698466>

Edwards, P., Ebert, J., Joss, B., Bhabra, G., Ackland, T., & Wang, A. (2016).

EXERCISE REHABILITATION IN THE NON-OPERATIVE MANAGEMENT OF ROTATOR CUFF TEARS: A REVIEW OF THE LITERATURE. *International Journal of Sports Physical Therapy*, 11(2), 279-301.

Fayers, P. M., & Machin, D. (2013). *Quality of Life: The Assessment, Analysis and Interpretation of Patient-reported Outcomes*. John Wiley & Sons.

Feinstein, A. R. (1982). T. Duckett Jones Memorial Lecture. The Jones criteria and the challenges of clinimetrics. *Circulation*, 66(1), 1-5. <https://doi.org/10.1161/01.cir.66.1.1>

Fiebert, I. M., Downey, P. A., & Brown, J. S. (1995). Active Shoulder Range of Motion in Persons Aged 60 Years and Older. *Physical & Occupational Therapy In Geriatrics*, 13(1-2), 115-128. https://doi.org/10.1080/J148v13n01_07

Forestier, B., Anthoine, E., Reguiat, Z., Fohrer, C., & Blanchin, M. (2019). A systematic review of dimensions evaluating patient experience in chronic illness. *Health and Quality of Life Outcomes*, 17(1), 19. <https://doi.org/10.1186/s12955-019-1084-2>

- Frau-Escales, P., Langa-Revert, Y., Querol-Fuentes, F., Mora-Amérgo, E., & Such-Sanz, A. (2013). Trastornos músculo-esqueléticos del hombro en atención primaria. Estudio de prevalencia en un centro de la Agencia Valenciana de Salud. *Fisioterapia*, 35(1), 10-17. <https://doi.org/10.1016/j.ft.2012.05.001>
- Gahlot, N., Rai, A., & Netaji, J. (2022). Constant score in asymptomatic shoulders varies with different demographic populations: Derivation of adjusted score equation. *Clinics in Shoulder and Elbow*, 25(4), 274-281. <https://doi.org/10.5397/cise.2022.00864>
- Garratt, A., Schmidt, L., Mackintosh, A., & Fitzpatrick, R. (2002). Quality of life measurement: Bibliographic study of patient assessed health outcome measures. *BMJ (Clinical Research Ed.)*, 324(7351), 1417. <https://doi.org/10.1136/bmj.324.7351.1417>
- Ge, Y., Chen, S., Chen, J., Hua, Y., & Li, Y. (2013). The development and evaluation of a new shoulder scoring system based on the view of patients and physicians: The Fudan University shoulder score. *Arthroscopy: The Journal of Arthroscopic & Related Surgery: Official Publication of the Arthroscopy Association of North America and the International Arthroscopy Association*, 29(4), 613-622. <https://doi.org/10.1016/j.arthro.2012.11.009>
- Gerometta, A., Klouche, S., Herman, S., Lefevre, N., & Bohu, Y. (2018). The Shoulder Instability-Return to Sport after Injury (SIRSI): A valid and reproducible scale to quantify psychological readiness to return to sport after traumatic shoulder instability. *Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy: Official Journal of the ESSKA*, 26(1), 203-211. <https://doi.org/10.1007/s00167-017-4645-0>

- Gilbart, M. K., & Gerber, C. (2007). Comparison of the subjective shoulder value and the Constant score. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 16(6), 717-721.
<https://doi.org/10.1016/j.jse.2007.02.123>
- Gill, H., Gustafsson, L., Hawcroft, L., & McKenna, K. (2006). Shoulder Joint Range of Motion in Healthy Adults Aged 20 to 49 Years. *British Journal of Occupational Therapy*, 69(12), 556-561. <https://doi.org/10.1177/030802260606901204>
- Gill, T. K., Shanahan, E. M., Tucker, G. R., Buchbinder, R., & Hill, C. L. (2020). Shoulder range of movement in the general population: Age and gender stratified normative data using a community-based cohort. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 21(1), 676. <https://doi.org/10.1186/s12891-020-03665-9>
- Gleeson, H., Calderon, A., Swami, V., Deighton, J., Wolpert, M., & Edbrooke-Childs, J. (2016). Systematic review of approaches to using patient experience data for quality improvement in healthcare settings. *BMJ Open*, 6(8), e011907.
<https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011907>
- Gómez, D., Dainotto, T., Moya, D., & Patiño, J. M. (2022). Traducción y adaptación transcultural del Constant-Murley Score al español de la Argentina. *Revista de la Asociación Argentina de Ortopedia y Traumatología*, 87(4), 579-592.
<https://doi.org/10.15417/issn.1852-7434.2022.87.4.1491>
- Gómez-Valero, S., García-Pérez, F., Flórez-García, M. T., & Miangolarra-Page, J. C. (2017). Assessment of cross-cultural adaptations of patient-reported shoulder outcome measures in Spanish: A systematic review. *Shoulder & Elbow*, 9(4), 233-246. <https://doi.org/10.1177/1758573217694340>

- Grassi, F. A., & Tajana, M. S. (2003). The normalization of data in the Constant-Murley score for the shoulder. A study conducted on 563 healthy subjects. *La Chirurgia Degli Organi Di Movimento*, 88(1), 65-73.
- Gray, M., Airoidi, M., Bevan, G., & McCulloch, P. (2017). Deriving optimal value from each system. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 110(7), 283-286.
<https://doi.org/10.1177/0141076817711090>
- Greving, K., Dorrestijn, O., Winters, J., Groenhof, F., van der Meer, K., Stevens, M., & Diercks, R. (2012). Incidence, prevalence, and consultation rates of shoulder complaints in general practice. *Scandinavian Journal of Rheumatology*, 41(2), 150-155. <https://doi.org/10.3109/03009742.2011.605390>
- Hardy, R. E., Sungur, E., Butler, C., & Brand, J. C. (2019). The Influence of Health Perception on Shoulder Outcome Measure Scores. *Clinics in Shoulder and Elbow*, 22(4), 173-182. <https://doi.org/10.5397/cise.2019.22.4.173>
- Hasvold, T., & Johnsen, R. (1993). Headache and neck or shoulder pain—Frequent and disabling complaints in the general population. *Scandinavian Journal of Primary Health Care*, 11(3), 219-224.
<https://doi.org/10.3109/02813439308994834>
- Haut, E. R. (2015). Public Reporting of Patient Satisfaction vs Objective Quality Measures: Why Must We Choose? Can Patients Have Both? *JAMA Surgery*, 150(9), 865. <https://doi.org/10.1001/jamasurg.2015.1347>
- Henseler, J. F., Kolk, A., van der Zwaal, P., Nagels, J., Vliet Vlieland, T. P. M., & Nelissen, R. G. H. H. (2015). The minimal detectable change of the Constant score in impingement, full-thickness tears, and massive rotator cuff tears. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 24(3), 376-381.
<https://doi.org/10.1016/j.jse.2014.07.003>

- Hirschmann, M. T., Wind, B., Amsler, F., & Gross, T. (2010). Reliability of Shoulder Abduction Strength Measure for the Constant-Murley Score. *Clinical Orthopaedics & Related Research*, 468(6), 1565-1571.
<https://doi.org/10.1007/s11999-009-1007-3>
- Huang, Y.-P., Fann, C.-Y., Chiu, Y.-H., Yen, M.-F., Chen, L.-S., Chen, H.-H., & Pan, S.-L. (2013). Association of diabetes mellitus with the risk of developing adhesive capsulitis of the shoulder: A longitudinal population-based followup study. *Arthritis Care & Research*, 65(7), 1197-1202.
<https://doi.org/10.1002/acr.21938>
- Hudak, P. L., Amadio, P. C., & Bombardier, C. (1996). Development of an upper extremity outcome measure: The DASH (disabilities of the arm, shoulder and hand) [corrected]. The Upper Extremity Collaborative Group (UECG). *American Journal of Industrial Medicine*, 29(6), 602-608.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0274\(199606\)29:6<602::AID-AJIM4>3.0.CO;2-L](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0274(199606)29:6<602::AID-AJIM4>3.0.CO;2-L)
- Hughes, R. E., Johnson, M. E., O'Driscoll, S. W., & An, K. N. (1999). Age-related changes in normal isometric shoulder strength. *The American Journal of Sports Medicine*, 27(5), 651-657. <https://doi.org/10.1177/03635465990270051801>
- Iglesias-Rodríguez, S., Domínguez-Prado, D. M., García-Reza, A., Fernández-Fernández, D., Pérez-Alfonso, E., García-Piñeiro, J., & Castro-Menéndez, M. (2021). Epidemiology of proximal humerus fractures. *Journal of Orthopaedic Surgery and Research*, 16(1), 402. <https://doi.org/10.1186/s13018-021-02551-x>
- Jordan, K. P., Kadam, U. T., Hayward, R., Porcheret, M., Young, C., & Croft, P. (2010). Annual consultation prevalence of regional musculoskeletal problems in

- primary care: An observational study. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 11(1), 144. <https://doi.org/10.1186/1471-2474-11-144>
- Kallman, D. A., Plato, C. C., & Tobin, J. D. (1990). The role of muscle loss in the age-related decline of grip strength: Cross-sectional and longitudinal perspectives. *Journal of Gerontology*, 45(3), M82-88. <https://doi.org/10.1093/geronj/45.3.m82>
- Katolik, L. I., Romeo, A. A., Cole, B. J., Verma, N. N., Hayden, J. K., & Bach, B. R. (2005). Normalization of the Constant score. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 14(3), 279-285. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2004.10.009>
- Kelley, M. J., Shaffer, M. A., Kuhn, J. E., Michener, L. A., Seitz, A. L., Uhl, T. L., Godges, J. J., & McClure, P. W. (2013). Shoulder pain and mobility deficits: Adhesive capsulitis. *The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*, 43(5), A1-31. <https://doi.org/10.2519/jospt.2013.0302>
- Kirkley, A., Griffin, S., & Dainty, K. (2003). Scoring systems for the functional assessment of the shoulder. *Arthroscopy: The Journal of Arthroscopic & Related Surgery: Official Publication of the Arthroscopy Association of North America and the International Arthroscopy Association*, 19(10), 1109-1120. <https://doi.org/10.1016/j.arthro.2003.10.030>
- Kirkley, A., Griffin, S., McLintock, H., & Ng, L. (1998). The development and evaluation of a disease-specific quality of life measurement tool for shoulder instability. The Western Ontario Shoulder Instability Index (WOSI). *The American Journal of Sports Medicine*, 26(6), 764-772. <https://doi.org/10.1177/03635465980260060501>
- Kohn, D., & Geyer, M. (1997). The subjective shoulder rating system. *Archives of Orthopaedic and Trauma Surgery*, 116(6-7), 324-328. <https://doi.org/10.1007/BF00433982>

- Lacave Rodero, C., Molina Díaz, A. I., Fernández Guerrero, M. M., & Redondo Duque, M. Á. (2016). Análisis de la fiabilidad y validez de un cuestionario docente. *ReVisión*, 9(1), 2.
- Leggin, B. G., Michener, L. A., Shaffer, M. A., Brenneman, S. K., Iannotti, J. P., & Williams, G. R. (2006). The Penn shoulder score: Reliability and validity. *The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*, 36(3), 138-151.
<https://doi.org/10.2519/jospt.2006.36.3.138>
- Leschinger, T., Hackl, M., Buess, E., Lappen, S., Scaal, M., Müller, L. P., & Wegmann, K. (2017). The risk of suprascapular and axillary nerve injury in reverse total shoulder arthroplasty: An anatomic study. *Injury*, 48(10), 2042-2049.
<https://doi.org/10.1016/j.injury.2017.06.024>
- L'Insalata, J. C., Warren, R. F., Cohen, S. B., Altchek, D. W., & Peterson, M. G. (1997). A self-administered questionnaire for assessment of symptoms and function of the shoulder. *The Journal of Bone and Joint Surgery. American Volume*, 79(5), 738-748.
- Lippitt, S., Harryman, D., & Matsen, F. (1993). A practical tool for evaluating function: The Simple Shoulder Test. En *The Shoulder: A Balance of Mobility and Stability* (Matsen FA, pp. 501-518). American Academy of Orthopaedic Surgeons.
- Lira, M. T., & Caballero, E. (2020). Adaptación transcultural de instrumentos de evaluación en salud: Historia y reflexiones del por qué, cómo y cuándo. *Revista Médica Clínica Las Condes*, 31(1), 85-94.
- Littlewood, C. (2012). Contractile dysfunction of the shoulder (rotator cuff tendinopathy): An overview. *Journal of Manual & Manipulative Therapy*, 20(4), 209-213. <https://doi.org/10.1179/2042618612Y.0000000005>

- Lo, I. K., Griffin, S., & Kirkley, A. (2001). The development of a disease-specific quality of life measurement tool for osteoarthritis of the shoulder: The Western Ontario Osteoarthritis of the Shoulder (WOOS) index. *Osteoarthritis and Cartilage*, 9(8), 771-778. <https://doi.org/10.1053/joca.2001.0474>
- Lobo Prabhu, K., Cleghorn, M. C., Elnahas, A., Tse, A., Maeda, A., Quereshy, F. A., Okrainec, A., & Jackson, T. D. (2018). Is quality important to our patients? The relationship between surgical outcomes and patient satisfaction. *BMJ Quality & Safety*, 27(1), 48-52. <https://doi.org/10.1136/bmjqs-2017-007071>
- Lopez, Y., Garríguez-Pérez, D., Scarano-Pereira, J. P., Fuentes Ferrer, M. E., Arvinus, C., Ponz, V., García-Fernández, C., & Marco, F. (2023). The Spanish version of the Constant-Murley Shoulder Score: Translation, cultural adaptation, and validity. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 32(7), 1348-1356. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2023.01.032>
- Luime, J., Koes, B., Hendriksen, I., Burdorf, A., Verhagen, A., Miedema, H., & Verhaar, J. (2004). Prevalence and incidence of shoulder pain in the general population; a systematic review. *Scandinavian Journal of Rheumatology*, 33(2), 73-81. <https://doi.org/10.1080/03009740310004667>
- Macedo, L. G., & Magee, D. J. (2008). Differences in range of motion between dominant and nondominant sides of upper and lower extremities. *Journal of Manipulative and Physiological Therapeutics*, 31(8), 577-582. <https://doi.org/10.1016/j.jmpt.2008.09.003>
- Maqdes, A., Hanna, S. S., Bouhamra, A. K., & Khaja, A. F. (2020). Cross-cultural adaptation and translation of the Constant Murley Score into Arabic. *SICOT-J*, 6, 44. <https://doi.org/10.1051/sicotj/2020042>

- Marks, D., Comans, T., Bisset, L., & Scuffham, P. (2016). The economic burden of shoulder pain awaiting public orthopaedic care. *Manual Therapy*, 25, e43. <https://doi.org/10.1016/j.math.2016.05.048>
- Marks, D., Comans, T., Bisset, L., Thomas, M., & Scuffham, P. A. (2019). Shoulder pain cost-of-illness in patients referred for public orthopaedic care in Australia. *Australian Health Review: A Publication of the Australian Hospital Association*, 43(5), 540-548. <https://doi.org/10.1071/AH17242>
- Martinez-Calderon, J., Meeus, M., Struyf, F., Miguel Morales-Asencio, J., Gijon-Nogueron, G., & Luque-Suarez, A. (2018). The role of psychological factors in the perpetuation of pain intensity and disability in people with chronic shoulder pain: A systematic review. *BMJ Open*, 8(4), e020703. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-020703>
- McIntosh, L., McKenna, K., & Gustafsson, L. (2003). Active and Passive Shoulder Range of Motion in Healthy Older People. *British Journal of Occupational Therapy*, 66(7), 318-324. <https://doi.org/10.1177/030802260306600706>
- Membrilla-Mesa, M. D., Tejero-Fernández, V., Cuesta-Vargas, A. I., & Arroyo-Morales, M. (2015). Validation and reliability of a Spanish version of Simple Shoulder Test (SST-Sp). *Quality of Life Research*, 24(2), 411-416. <https://doi.org/10.1007/s11136-014-0760-2>
- Miguel García, F., Calvo Reyes, M. C., & Rodríguez Cobo, I. (2020). *Salud mental en datos: Prevalencia de los problemas de salud y consumo de psicofármacos y fármacos relacionados a partir de los registros clínicos de atención primaria*. Base de Datos Clínicos de Atención Primaria (BDCAP). https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/estMinisterio/SIAP/Salud_mental_datos.pdf

- Minagawa, H., Yamamoto, N., Abe, H., Fukuda, M., Seki, N., Kikuchi, K., Kijima, H., & Itoi, E. (2013). Prevalence of symptomatic and asymptomatic rotator cuff tears in the general population: From mass-screening in one village. *Journal of Orthopaedics*, *10*(1), 8-12. <https://doi.org/10.1016/j.jor.2013.01.008>
- Moeller, A. D., Thorsen, R. R., Torabi, T. P., Bjoerkman, A.-S. D., Christensen, E. H., Maribo, T., & Christiansen, D. H. (2014). The Danish version of the modified Constant-Murley shoulder score: Reliability, agreement, and construct validity. *The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*, *44*(5), 336-340. <https://doi.org/10.2519/jospt.2014.5008>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN checklist for assessing the methodological quality of studies on measurement properties of health status measurement instruments: An international Delphi study. *Quality of Life Research: An International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, *19*(4), 539-549. <https://doi.org/10.1007/s11136-010-9606-8>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, *25*(2), 151-157.
- Muñoz Bustos, M. M., & Otzen Hernández, T. (2021). Escalas de evaluación del funcionamiento del hombro. *Revista Cubana de Ortopedia y Traumatología*, *35*(3), e291.
- Ntourantonis, D., Panagopoulos, A., Iliopoulos, I., Tatani, I., Tsoumpos, P., Kouzelis, A., & Tyllianakis, M. (2017). Translation, cultural adaptation, validity and reliability of the Greek version of the modified Constant Score. *JSES Open Access*, *1*(1), 45-50. <https://doi.org/10.1016/j.jses.2017.02.004>

- O'Connor, D. A., Chipchase, L. S., Tomlinson, J., & Krishnan, J. (1999). Arthroscopic subacromial decompression: Responsiveness of disease-specific and health-related quality of life outcome measures. *Arthroscopy: The Journal of Arthroscopic & Related Surgery: Official Publication of the Arthroscopy Association of North America and the International Arthroscopy Association*, 15(8), 836-840. <https://doi.org/10.1053/ar.1999.v15.015083>
- Orimo, H., Ito, H., Suzuki, T., Araki, A., Hosoi, T., & Sawabe, M. (2006). Reviewing the definition of “elderly”. *Geriatrics & Gerontology International*, 6(3), 149-158. <https://doi.org/10.1111/j.1447-0594.2006.00341.x>
- Padua, R., de Girolamo, L., Grassi, A., & Cucchi, D. (2021). Choosing patient-reported outcome measures for shoulder pathology. *EFORT Open Reviews*, 6(9), 779-787. <https://doi.org/10.1302/2058-5241.6.200109>
- Part-Soriano, J., Gómez-Alessandri, J. M., Peregrín-Nevado, I., & Sánchez-Alepuz, E. (2018). Epidemiología de la patología de hombro en el entorno laboral. Un estudio observacional de 1069 pacientes. *Revista Española de Traumatología Laboral, Vol. 1. Fasc. 2. Núm. 2. Noviembre 2018*, 56.
- Patrick, D. L. (with Erickson, P.). (1993). *Health status and health policy: Quality of life in health care evaluation and resource allocation* (1.^a ed.). Oxford University Press.
- Peña, E. D. (2007). Lost in translation: Methodological considerations in cross-cultural research. *Child Development*, 78(4), 1255-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01064.x>
- Pike, J. M., Singh, S. K., Barfield, W. R., Schoch, B., Friedman, R. J., & Eichinger, J. K. (2022). Impact of age on shoulder range of motion and strength. *JSES International*, 6(6), 1029-1033. <https://doi.org/10.1016/j.jseint.2022.08.016>

- Pires Rodrigues, G. A., Vuistiner, P., Burrus, C., Konzelmann, M., Léger, B., & Luthi, F. (2023). Should we separately measure the pain parameter of the Constant-Murley score in patients with chronic shoulder pain? *BMC Musculoskeletal Disorders*, 24(1), 399. <https://doi.org/10.1186/s12891-023-06441-7>
- Pope, D. P., Croft, P. R., Pritchard, C. M., & Silman, A. J. (1997). Prevalence of shoulder pain in the community: The influence of case definition. *Annals of the Rheumatic Diseases*, 56(5), 308-312. <https://doi.org/10.1136/ard.56.5.308>
- Provencher, M. T., Frank, R. M., Scuderi, M. G., Solomon, D. J., Ghodadra, N. S., Bach, B. R., McCarty, E., & Romeo, A. A. (2014). General and Disease-Specific Use of Outcomes Scores for the Shoulder: A Survey of Aossm, Aana, and Isakos Members. *The Physician and Sportsmedicine*, 42(3), 120-130. <https://doi.org/10.3810/psm.2014.09.2083>
- Razmjou, H., Bean, A., Macdermid, J. C., van Osnabrugge, V., Travers, N., & Holtby, R. (2008). Convergent validity of the constant-murley outcome measure in patients with rotator cuff disease. *Physiotherapy Canada. Physiotherapie Canada*, 60(1), 72-79. <https://doi.org/10.3138/physio/60/1/72>
- Richards, R. R., An, K. N., Bigliani, L. U., Friedman, R. J., Gartsman, G. M., Gristina, A. G., Iannotti, J. P., Mow, V. C., Sidles, J. A., & Zuckerman, J. D. (1994). A standardized method for the assessment of shoulder function. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 3(6), 347-352. [https://doi.org/10.1016/S1058-2746\(09\)80019-0](https://doi.org/10.1016/S1058-2746(09)80019-0)
- Riley, S. P., Tafuto, V., Cote, M., Brismée, J.-M., Wright, A., & Cook, C. (2018). Preliminary reliability and validity of the shoulder functional reach score. *Physiotherapy Research International: The Journal for Researchers and Clinicians in Physical Therapy*, 23(4), e1733. <https://doi.org/10.1002/pri.1733>

- Roach, K. E., Budiman-Mak, E., Songsiridej, N., & Lertratanakul, Y. (1991). Development of a shoulder pain and disability index. *Arthritis Care and Research: The Official Journal of the Arthritis Health Professions Association*, 4(4), 143-149.
- Roberts, S. B., & Funk, L. (2013). The development and validation of a scoring system for shoulder injuries in rugby players. *British Journal of Sports Medicine*, 47(14), 920-926. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2012-091852>
- Rocourt, M. H. H., Radlinger, L., Kalberer, F., Sanavi, S., Schmid, N. S., Leunig, M., & Hertel, R. (2008). Evaluation of intratester and intertester reliability of the Constant-Murley shoulder assessment. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 17(2), 364-369. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2007.06.024>
- Rodríguez, L. R., Izquierdo, T. G., & Martín, D. P. (2020). Adaptation and transcultural translation of the Rotator Cuff Quality of Life questionnaire into Spanish. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 29(2), 355-362. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2019.07.015>
- Roe, Y., Haldorsen, B., Svege, I., & Bergland, A. (2013). Development and reliability of a clinician-rated instrument to evaluate function in individuals with shoulder pain: A preliminary study. *Physiotherapy Research International: The Journal for Researchers and Clinicians in Physical Therapy*, 18(4), 230-238. <https://doi.org/10.1002/pri.1555>
- Romeo, A. A., Mazzocca, A., Hang, D. W., Shott, S., & Bach, B. R. (2004). Shoulder scoring scales for the evaluation of rotator cuff repair. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 427, 107-114. <https://doi.org/10.1097/01.blo.0000142624.05526.dd>

- Roy, J.-S., MacDermid, J. C., & Woodhouse, L. J. (2010). A systematic review of the psychometric properties of the Constant-Murley score. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *19*(1), 157-164. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2009.04.008>
- Sabharwal, S., Wilson, H., Reilly, P., & Gupte, C. M. (2015). Heterogeneity of the definition of elderly age in current orthopaedic research. *SpringerPlus*, *4*(1), 516. <https://doi.org/10.1186/s40064-015-1307-x>
- Salter, K., Jutai, J., Zettler, L., Moses, M., McClure, A., Mays, R., Foley, N., & Teasell, R. (2013). Outcome Measures in Stroke Rehabilitation. *Evidence-Based Review of Stroke Rehabilitation (EBRSR)*, 1-8.
- Schiefer, M., Teixeira, P. F. S., Fontenelle, C., Carminatti, T., Santos, D. A., Righi, L. D., & Conceição, F. L. (2017). Prevalence of hypothyroidism in patients with frozen shoulder. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *26*(1), 49-55. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2016.04.026>
- Sitzia, J., & Wood, N. (1997). Patient satisfaction: A review of issues and concepts. *Social Science & Medicine* (1982), *45*(12), 1829-1843. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(97\)00128-7](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(97)00128-7)
- Skare, Ø., Schrøder, C. P., Mowinckel, P., Reikerås, O., & Brox, J. I. (2011). Reliability, agreement and validity of the 1988 version of the Rowe Score. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *20*(7), 1041-1049. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2011.04.024>
- Soldatis, J. J., Moseley, J. B., & Etminan, M. (1997). Shoulder symptoms in healthy athletes: A comparison of outcome scoring systems. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, *6*(3), 265-271. [https://doi.org/10.1016/s1058-2746\(97\)90015-x](https://doi.org/10.1016/s1058-2746(97)90015-x)
- Squires, A., Aiken, L. H., van den Heede, K., Sermeus, W., Bruyneel, L., Lindqvist, R., Schoonhoven, L., Stromseng, I., Busse, R., Brzostek, T., Ensio, A., Moreno-

- Casbas, M., Rafferty, A. M., Schubert, M., Zikos, D., & Matthews, A. (2013). A systematic survey instrument translation process for multi-country, comparative health workforce studies. *International Journal of Nursing Studies*, 50(2), 264-273. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2012.02.015>
- Streiner, D. (2003). Clinimetrics vs. psychometrics: An unnecessary distinction. *Journal of Clinical Epidemiology*, 56(12), 1142-1145. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2003.08.011>
- Strube, P., Schöpe, T., Hölzl, A., Brodt, S., Matziolis, G., & Zippelius, T. K. (2019). Influence of Anxiety and Depression, Self-Rated Return-to-Work Problems, and Unemployment on the Outcome of Outpatient Rehabilitation After Shoulder Arthroscopy. *American Journal of Physical Medicine & Rehabilitation*, 98(12), 1118-1124. <https://doi.org/10.1097/PHM.0000000000001260>
- Tae, S.-K., Rhee, Y.-G., Park, T.-S., Lee, K.-W., Park, J.-Y., Choi, C.-H., Koh, S.-H., Oh, J. H., Kim, S.-Y., & Shin, S.-J. (2009). The development and validation of an appraisal method for rotator cuff disorders: The Korean Shoulder Scoring System. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 18(5), 689-696. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2008.11.019>
- Tavakkolizadeh, A., Ghassemi, A., Colegate-Stone, T., Latif, A., & Sinha, J. (2009). Gender-specific Constant score correction for age. *Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy*, 17(5), 529-533. <https://doi.org/10.1007/s00167-009-0744-x>
- Tempelhof, S., Rupp, S., & Seil, R. (1999). Age-related prevalence of rotator cuff tears in asymptomatic shoulders. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 8(4), 296-299. [https://doi.org/10.1016/S1058-2746\(99\)90148-9](https://doi.org/10.1016/S1058-2746(99)90148-9)

- Teunis, T., Lubberts, B., Reilly, B. T., & Ring, D. (2014). A systematic review and pooled analysis of the prevalence of rotator cuff disease with increasing age. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 23(12), 1913-1921. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2014.08.001>
- Thomas, M., Dieball, O., & Busse, M. (2003). [Normal values of the shoulder strength in dependency on age and gender—Comparison with the constant, UCLA, ASES scores and SF36 health survey]. *Zeitschrift Fur Orthopadie Und Ihre Grenzgebiete*, 141(2), 160-170. <https://doi.org/10.1055/s-2003-38662>
- Thomas, S. J., McDougall, C., Brown, I. D. M., Jaberoo, M.-C., Stearns, A., Ashraf, R., Fisher, M., & Kelly, I. G. (2007). Prevalence of symptoms and signs of shoulder problems in people with diabetes mellitus. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 16(6), 748-751. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2007.02.133>
- Urrutia Egaña, M., Barrios Araya, S., Gutiérrez Núñez, M., & Mayorga Camus, M. (2014). Métodos óptimos para determinar validez de contenido. *Educación Médica Superior*, 28(3), 547-558.
- van de Water, A. T. M., Davidson, M., Shields, N., Evans, M. C., & Taylor, N. F. (2016). The Shoulder Function Index (SFInX): Evaluation of its measurement properties in people recovering from a proximal humeral fracture. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 17, 295. <https://doi.org/10.1186/s12891-016-1138-0>
- van der Heijden, G. J., Leffers, P., & Bouter, L. M. (2000). Shoulder disability questionnaire design and responsiveness of a functional status measure. *Journal of Clinical Epidemiology*, 53(1), 29-38. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(99\)00078-5](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(99)00078-5)
- van der Windt, D. A., Koes, B. W., Boeke, A. J., Devillé, W., De Jong, B. A., & Bouter, L. M. (1996). Shoulder disorders in general practice: Prognostic indicators of

- outcome. *The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners*, 46(410), 519-523.
- Varela, Y. A. (1997). *Adaptación transcultural y validación al español del Rotterdam Symptom Checklist para medir calidad de vida en pacientes oncológicos* [PhD Thesis, Universidad Autónoma de Madrid].
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=32577>
- Vicente-Herrero, M. T., Capdevila García, L., López González, Á. A., & Ramírez Iñiguez de la Torre, M. V. (2009). El hombro y sus patologías en medicina del trabajo. *SEMERGEN - Medicina de Familia*, 35(4), 197-202.
[https://doi.org/10.1016/S1138-3593\(09\)70931-1](https://doi.org/10.1016/S1138-3593(09)70931-1)
- Villar Fernández, M. F. (2014). *Riesgos de trastornos musculoesqueléticos en la población laboral en España*. Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo (INSHT).
- Virta, L., Joranger, P., Brox, J. I., & Eriksson, R. (2012). Costs of shoulder pain and resource use in primary health care: A cost-of-illness study in Sweden. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 13(1), 17. <https://doi.org/10.1186/1471-2474-13-17>
- Volpi, E., Nazemi, R., & Fujita, S. (2004). Muscle tissue changes with aging. *Current opinion in clinical nutrition and metabolic care*, 7(4), 405-410.
- Vrotsou, K. (2017). *Escalas de calidad de vida relacionada con la salud y funcionalidad en pacientes con patologías de hombro: Revisión sistemática, evaluación estandarizada y validación de un cuestionario*.
<https://doi.org/10/26657>
- Vrotsou, K., Cuéllar, R., Silió, F., Rodríguez, M. Á., Garay, D., Busto, G., Trancho, Z., & Escobar, A. (2016). Patient self-report section of the ASES questionnaire: A Spanish validation study using classical test theory and the Rasch model. *Health*

and Quality of Life Outcomes, 14(1), 147. <https://doi.org/10.1186/s12955-016-0552-1>

Waljee, J., McGlinn, E. P., Sears, E. D., & Chung, K. C. (2014). Patient expectations and patient-reported outcomes in surgery: A systematic review. *Surgery*, 155(5), 799-808. <https://doi.org/10.1016/j.surg.2013.12.015>

Walton, M. J., Walton, J. C., Honorez, L. A. M., Harding, V. F., & Wallace, W. A. (2007). A comparison of methods for shoulder strength assessment and analysis of Constant score change in patients aged over fifty years in the United Kingdom. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 16(3), 285-289. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2006.08.002>

Ware, J. E., & Sherbourne, C. D. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473-483.

Ware, J., Kosinski, M., & Keller, S. D. (1996). A 12-Item Short-Form Health Survey: Construction of scales and preliminary tests of reliability and validity. *Medical Care*, 34(3), 220-233. <https://doi.org/10.1097/00005650-199603000-00003>

Watson, L., Story, I., Dalziel, R., Hoy, G., Shimmin, A., & Woods, D. (2005). A new clinical outcome measure of glenohumeral joint instability: The MISS questionnaire. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 14(1), 22-30. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2004.05.002>

Williams, G. N., Gangel, T. J., Arciero, R. A., Uhorchak, J. M., & Taylor, D. C. (1999). Comparison of the Single Assessment Numeric Evaluation method and two shoulder rating scales. Outcomes measures after shoulder surgery. *The American Journal of Sports Medicine*, 27(2), 214-221. <https://doi.org/10.1177/03635465990270021701>

- World Health Organization. (2016). *World health statistics 2016: Monitoring health for the SDGs, sustainable development goals*. World Health Organization.
<https://iris.who.int/handle/10665/206498>
- Wylie, J. D. (2014). Functional outcomes assessment in shoulder surgery. *World Journal of Orthopedics*, 5(5), 623. <https://doi.org/10.5312/wjo.v5.i5.623>
- Yao, M., Yang, L., Cao, Z.-Y., Cheng, S.-D., Tian, S.-L., Sun, Y.-L., Wang, J., Xu, B.-P., Hu, X.-C., Wang, Y.-J., Zhang, Y., & Cui, X.-J. (2017). Chinese version of the Constant-Murley questionnaire for shoulder pain and disability: A reliability and validation study. *Health and Quality of Life Outcomes*, 15(1), 178.
<https://doi.org/10.1186/s12955-017-0752-3>
- Yian, E. H., Ramappa, A. J., Arneberg, O., & Gerber, C. (2005). The constant score in normal shoulders. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*, 14(2), 128-133.
<https://doi.org/10.1016/j.jse.2004.07.003>
- Yıldırım, N. Ü., Büyüköztürk, Ş., Bayramlar, K., Özengin, N., Külünkoğlu, B. A., & Çoban, Ö. (2019). Developing a shoulder pain scale for wheelchair basketball players. *Journal of Back and Musculoskeletal Rehabilitation*, 32(3), 479-485.
<https://doi.org/10.3233/BMR-181192>
- Yuguero, M., Huguet, J., Griffin, S., Sirvent, E., Marcano, F., Balaguer, M., & Torner, P. (2016). Transcultural adaptation, validation and assessment of the psychometric properties of the spanish version of the Western Ontario Shoulder Instability Index questionnaire. *Revista Espanola De Cirugia Ortopedica Y Traumatologia*, 60(6), 335-345. <https://doi.org/10.1016/j.recot.2016.07.003>

Anexo 1. Carta al profesor Constant en la que le comunicamos nuestra intención de nuestro trabajo y respuesta del profesor a nuestro escrito.

Shoulder and Elbow Unit
Department of Orthopaedic and Traumatology
Clínico San Carlos Hospital
Complutense University, Madrid, Spain.

Dear Professor Constant,

My name is Daniel Garríguez and I am an Orthopaedic Surgery resident at Hospital Clínico San Carlos of Madrid, Spain. I am addressing you to let you know that some colleagues and I are currently working on translating, validating and normalising for the Spanish population the shoulder function score you created nearly 40 years ago. Your score is, in our opinion, the most useful and widely used instrument to measure shoulder function. It might also be one of the most complete musculoskeletal function scores there are, as very few, if any, assess and integrate all functional dimensions as yours do. Sadly, it has not been validated in our country yet, in spite of its preponderance among all shoulder scores in the papers produced in Spain. Even though your score is mostly composed with objective items, section B (activities of daily living) gathers some subjective questions that might create misunderstanding when translated to Spanish. That is why we think it is paramount to validate your score in our population and language, the second most-spoken language in the world.

Furthermore, normalised values of your score only exist for English, North-American, Swiss and Danish populations, which are radically different from the Spanish population. More so in recent years, when Spain has become one of the countries with the highest life expectancy indexes in the world (even reaching the number one position in 2018). This makes our elder individuals arrive to their senescence with healthier and better-functioning shoulders. We have seen this many times in our most recent studies about shoulder pathology, with many elderly patients having better Constant scores than the normalised data published until now, even with operated shoulders.

As you surely know, since you not only did this very same work but also devised the score, this research is quite an endeavor. We will need to perform the Constant score in a total of around 600 people in order to properly assess its validity and normalised values in our population. Thus, I intend to make this research my PhD thesis, under direction of Dr. Lópiz and Dr. Marco, professors at Complutense University of Madrid. We would like to have your approval and consent before undertaking this project, since we are much obliged to you for having developed and perfected this tool that has permitted us to evaluate our patients' shoulders in an objective manner for many years.

I thank you in advance for your attention and look forward to your answer. Dr. Marco sends special greetings to you, hoping that you are in good health and looks forward to hearing from you.

Yours sincerely,

Daniel Garríguez, MD

Yaiza Lópiz, MD, PhD

Fernando Marco, MD, PhD (Head Department of Orthopedic Surgery Hospital Clínico San Carlos. Full Professor of Orthopedics Universidad Complutense de Madrid)

Dear Daniel

Thank you for your email and your kind words.

Please convey my best wishes, admiration and regards to your 2 colleagues. I have followed Prof. Fernando Marco for many years and am a great admirer of his work.

I would be happy for you to validate the Constant Score for your population and language. I would be grateful to receive a copy of the completed work when you finish it and I will be honoured to have you PhD on my library shelf.

As a matter of interest, I spent half my childhood in Spain and continue to speak your language. I have travelled to Spain on numerous occasions, including a particularly fantastic trip to Barcelona on my Harley Davidson in 2003 to celebratethe 100th anniversary of the Harley Davidson Motorcycle. I have also had many other experiences of riding my Harley throughout Spain from north to South and back.

Who knows, with what you say about elderly people in Spain enjoying long happy lives, I may well consider settling in Spain when I retire, particularly as I have dual European and UK citizenship.

Good luck with your work and please keep in touch.

Kind regards

Mr C

C R Constant

Anexo 2. Versión final de la adaptación al español de la escala de Constant, que incluye la propia escala y una hoja de instrucciones para el examinador.

Escala Constant

Datos de filiación

Hombro examinado:
Derecho / Izquierdo

Diabetes:
Sí / No

Hipotiroidismo:
Sí / No

Sexo:
Hombre / Mujer

Educación:
Primaria / Secundaria / Superior

Fecha

Edad:
años

Trabajo:
Manual / Oficina / Hogar / Pensión / Paro / Estudiante

A. Dolor

PUNTOS

Puntúe en la escala visual analógica (EVA) el nivel más alto de dolor que ha experimentado en su hombro durante las actividades diarias en las últimas 24 horas.

0-15



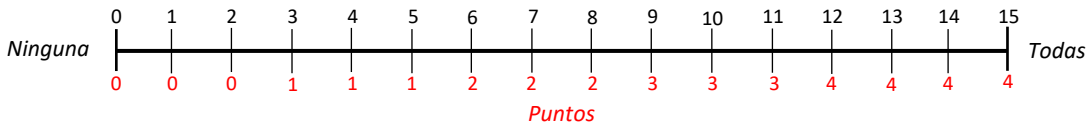
B. Actividades diarias

Las cuatro preguntas siguientes se refieren a actividades diarias que realizó durante la última semana

1. ¿Cuántas de sus labores diarias le permite realizar el dolor de su hombro?

Márquelo en la escala visual analógica (EVA)

Medición en EVA



0-4

2. ¿Cuántas de sus actividades recreativas diarias le permite realizar el dolor de su hombro? Márquelo en la escala visual analógica (EVA)

Medición en EVA



0-4

3. ¿Su sueño se ve alterado por el dolor de su hombro?

- No, nunca

(2)

- Ocasionalmente

(1)

- Todas las noches

(0)

0-2

4. ¿Hasta qué altura puede usar su mano cómodamente?

Por encima de la cabeza

(10)

A la altura de la cabeza

(8)

A la altura del cuello

(6)

A la altura del pecho

(4)

A la altura de la cintura

(2)

Por debajo de la cintura

(0)

0-10

C. Balance articular

0-40

| | 0-30 | 31-60 | 61-90 | 91-120 | 121-150 | >150 | <i>Puntos</i> |
|------------------|-----------|---------------------------|--------------------------|-----------------------------|----------------------------|------------------------------|---------------|
| Flexión | | | | | | | |
| Abducción | | | | | | | |
| Rotación externa | Mano-nuca | Mano-nuca Codo delante | Mano-nuca Codo detrás | Mano-cabeza Codo delante | Mano-cabeza Codo detrás | Hombro contr. Codo detrás | |
| Rotación interna | Muslo | Nalga | Sacroilíaca | Cintura | T12 | Escápula | |
| <i>Puntos</i> | <i>0</i> | <i>2</i> | <i>4</i> | <i>6</i> | <i>8</i> | <i>10</i> | |

D. Fuerza

0-25

| | 1er intento | 2º intento | 3er intento | Mejor puntuación |
|----------------------|-------------|------------|-------------|------------------|
| - Libras (= puntos) | | | | |
| - Kg (x2,2 = puntos) | | | | |

PUNTUACIÓN TOTAL

INTRUCCIONES DE USO DE LA ESCALA CONSTANT

Instrumentos necesarios: goniómetro (manual o digital) y dinamómetro electrónico.

Para la escala existen **4 apartados**:

- **2 subjetivos: A** (dolor) y **B** (actividades diarias), que deberá responder el examinado por su cuenta.
- **2 objetivos: C** (balance articular) y **D** (fuerza), que deberá medir el examinador con los instrumentos apropiados.

A. Dolor: el paciente debe indicar en la escala visual analógica su nivel de dolor. El examinador anotará la puntuación que corresponda.

B. Actividades diarias:

- 1. Trabajo diario:** el paciente debe indicar en la escala visual analógica en qué medida le permite su hombro ejecutar sus labores diarias. El examinador anotará la puntuación que se corresponda.
- 2. Actividades de ocio:** el paciente debe indicar en la escala visual analógica en qué medida le permite su hombro ejecutar sus actividades de ocio o recreativas. El examinador anotará la puntuación que se corresponda.
- 3. Sueño:** el paciente debe indicar en qué medida su sueño se interrumpe por el dolor del hombro.
- 4. Elevación del brazo:** el paciente debe indicar hasta qué altura puede elevar el brazo para utilizar la mano en sus actividades diarias.

C. Balance articular: se realizan de forma activa y sin dolor los cuatro movimientos distintos. Por ejemplo: si el brazo puede elevarse 140° con dolor y 110° sin dolor, se registra una movilidad de 110°. Inicialmente el examinador enseña el movimiento y posteriormente lo realiza el paciente. Todos los ejercicios se realizan con el paciente situado de pie, con los pies orientados hacia delante y separados a la distancia de sus hombros.

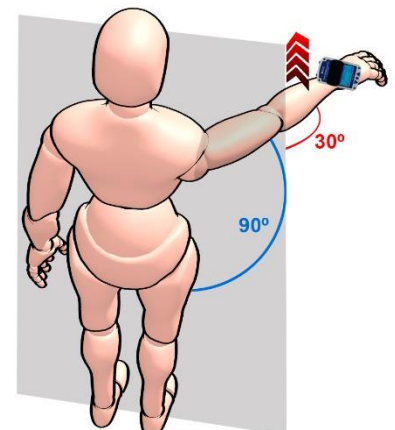
- **Flexión (elevación frontal) y abducción elevación (lateral):** se miden con un goniómetro. Los movimientos solo se realizan con el brazo afecto. Los puntos de referencia son el eje del brazo y las apófisis espinosas de la columna torácica.

- **Rotación externa:** se realiza sin ayuda, colocando las manos por detrás y encima de la cabeza, sin tocar la misma. Los movimientos se realizan con los dos brazos simultáneamente pero solo se registra el lado afecto. Se registra la puntuación que corresponda al último movimiento que el paciente pueda realizar sin dolor.



- **Rotación interna:** se realiza sin ayuda y el paciente lleva la mano abierta a su espalda, subiendo la mano todo lo posible y usando su pulgar para señalar las referencias anatómicas especificadas. Los movimientos solo se realizan con el brazo afecto.

D. Fuerza: se mide con un dinamómetro. El paciente debe situarse de pie. El brazo debe colocarse en abducción de 90° y adelantado unos 30° respecto al cuerpo (plano de la escápula). Si no se puede abducir el brazo hasta 90°, se registra una puntuación de 0 puntos. La muñeca se coloca en pronación (palma de la mano hacia el suelo) y el codo se extiende al máximo. El sensor del dinamómetro se coloca sobre el dorso de la muñeca del paciente, a la altura de la cabeza del cúbito. Se indica al paciente que empuje hacia arriba con todas sus fuerzas durante 5 segundos. Se le anima verbalmente mientras tanto: "Preparado, 3-2-1, empuja... empuja...empuja". La puntuación corresponde a la fuerza en libras (máximo 25 puntos). Si la fuerza se mide en kilogramos, se calcula la puntuación multiplicando los kilogramos obtenidos por 2,2. Se registra la puntuación más alta de 3 intentos, dejando un intervalo mínimo de 1 minuto entre los intentos.



Anexo 3. Consentimiento informado escrito, aprobado por el Comité Ético de Investigación Clínica del Hospital Clínico San Carlos (C.I. 21/008-E), que todos los pacientes incluidos en cualquiera de las fases del estudio debieron firmar para poder ser incluidos.

Versión española de la escala de Constant: Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española.

Unidad de Hombro y Codo. Servicio de Cirugía Ortopédica y Traumatología. Hospital Universitario Clínico San Carlos de Madrid

Hoja informativa para el paciente del estudio: Versión española de la escala Constant. Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española.

Hoja de Consentimiento

La unidad de Cirugía de Hombro y Codo del Hospital Clínico San Carlos está realizando un estudio con el fin de adaptar la escala más empleada para la evaluación de los resultados funcionales del hombro a la población española y poder determinar las propiedades de medición de dicha escala. Además, con el presente estudio se pretende determinar los valores de referencia para dicha población en función del grupo etario y el sexo. Para ello, queríamos solicitar su consentimiento con el fin de que nos autorice a realizarle dicha escala de evaluación funcional en dos ocasiones y conocer ciertos datos epidemiológicos como su edad, situación laboral, nivel educacional, o enfermedades. Este proceso no le llevará más de 10 minutos. Su participación en este estudio **NO** supone ningún riesgo ni **TAMPOCO** obtendrá ningún beneficio.

Retirada de consentimiento

Su participación en el estudio es completamente libre y del todo voluntaria y usted se puede retirar en cualquier momento sin notificación previa y sin obligación de justificar su decisión. Ello no influirá de ningún modo en la calidad de la asistencia médica que recibirá posteriormente. Si decide interrumpir su participación en el estudio, a partir de la comunicación de su retirada no se recopilarán datos acerca de usted para este estudio. Usted puede ejercer libremente su derecho de oposición. En tal caso, no se realizará tratamiento alguno de sus datos o se cesará en el mismo cuando así lo requiera.

CONSIDERACIONES ÉTICAS

El protocolo del estudio que se le propone ha sido redactado de acuerdo con las Normas de buena práctica clínica de la Unión Europea y con la revisión actual de la Declaración de Helsinki. El protocolo, el folleto informativo y el módulo del consentimiento informado de este estudio han sido evaluados y aprobados por el Comité Ético de Investigación Clínica de la estructura sanitaria al cual se refiere el investigador del estudio.

PROTECCIÓN DE DATOS

Todos los datos relativos a usted y a su salud que se recojan durante el transcurso del estudio sólo serán utilizados para la realización del mismo y otros posibles estudios futuros relacionados con su patología y que sean aprobados previamente por un Comité de Ética de la Investigación. Sus datos se gestionarán bajo la confidencialidad más estricta: su nombre y su información médica personal se sustituirán por un código para que no pueda identificarse a ningún participante individual. La única persona que tendrá acceso a la clave de códigos es el investigador principal del estudio. El responsable del tratamiento de sus datos es el Centro, que guardará todas las medidas de seguridad necesarias para la protección de sus datos. De acuerdo con la nueva Ley Orgánica 3/2018, de Protección de Datos Personales y garantía de los derechos digitales, usted puede ejercer sus derechos de acceso, modificación, oposición y supresión de datos. También tiene derecho a limitar el tratamiento de datos que sean incorrectos, solicitar una copia o que se trasladen a un tercero (portabilidad) los datos que usted ha facilitado para el estudio, en la medida que sean aplicables. Para ejercitar estos derechos, diríjase al investigador principal del estudio (Yaiza Lópiz, Hospital Clínico San Carlos, teléfono 913303638). Así mismo tiene derecho a dirigirse a la Agencia de Protección de Datos si no quedara satisfecho/a. Para obtener información más detallada puede consultar el siguiente enlace: <https://www.aepd.es/sites/default/files/2019-10/guia-ciudadano.pdf> Dichos datos serán guardados por el Investigador principal del presente estudio y tendrán acceso a los mismos sólo los investigadores del estudio. La participación en este estudio no conlleva ningún riesgo. Todos los datos serán recogidos de manera confidencial tras la asignación de un número de expediente, evitando la identificación nominal, con etiquetas sanitarias e incluso las iniciales. No se identificará personalmente a ningún paciente en ningún informe ni publicación resultantes de este estudio. El protocolo del estudio que se le propone ha sido redactado de acuerdo con las Normas de buena práctica clínica de la Unión Europea y con la revisión actual de la Declaración de Helsinki.

Versión española de la escala de Constant: Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española.

Unidad de Hombro y Codo. Servicio de Cirugía Ortopédica y Traumatología. Hospital Universitario Clínico San Carlos de Madrid

Consentimiento informado para la inclusión en el estudio: Versión española de la escala Constant. Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española

Yo, el/la abajo firmante, que participo voluntariamente en el estudio antes mencionado, declaro:

1. Haber recibido de los investigadores del estudio información detallada y exhaustiva acerca de la naturaleza, el alcance y posibles riesgos de este estudio clínico.
2. Haber recibido un documento escrito, adjunto al presente acto, denominada hoja informativa para el paciente, en el cual se brinda la información técnico-científica acerca de la actividad y alcance del estudio, aparte de los riesgos que éste pueda traer aparejados.
3. Haber tenido a disposición tiempo suficiente para poder leer con atención, comprender y eventualmente hacer que se me explique cuanto contiene la hoja informativa adjunta, la cual he firmado a modo de reconocimiento y, que confirma todo lo que me ha sido explicado en forma oral, en particular que el estudio se realizará respetando los códigos de ética internacionales.
4. Haber tenido la posibilidad de realizar preguntas y de haber obtenido respuestas satisfactorias sobre el estudio y, en particular sobre las consecuencias de la falta de cumplimiento del procedimiento propuesto.
5. Comprender que mi participación es del todo voluntaria y que puedo retirarme en cualquier momento, sin consecuencias negativas ni desventajas y, sin tener que explicar mis motivos. En caso de retirarme, consiento en el tratamiento de mis datos clínicos reunidos en el ámbito del estudio.
6. Permitir el tratamiento en forma anónima de los datos clínicos (relacionados con la fecha de nacimiento, sexo y/o número de código de identificación, si procede). Estos datos pueden:
 - 6.1. Conservarse y elaborarse electrónicamente a los fines de la evaluación científica
 - 6.2. Enviarse a las autoridades competentes a los fines de su registro y/o de publicación.
7. Permitir que el supervisor, la auditoría y las autoridades reguladoras competentes tengan acceso directo a mi documentación clínica, a los fines de la supervisión y la verificación.
8. Que se me ha asegurado que la historia clínica permanecerá en estricta reserva y que los datos se utilizarán para los fines indicados en el estudio; que es mi derecho tener acceso a la documentación que me corresponde y a la evaluación expresa del Comité de Ética; que se me informará de eventuales datos nuevos que puedan afectar los riesgos o beneficios, o simplemente de variaciones del protocolo que puedan afectarles, que ante cualquier problema o para eventual información posterior, podré dirigirme al médico del estudio indicado en el folleto informativo para el paciente.
9. Recibir una copia fechada y firmada del presente consentimiento, junto con una copia del folleto informativo.

POR LO TANTO, DOY MI CONSENTIMIENTO libre y espontáneamente y en plena consciencia a mi participación de este estudio clínico.

Nombre y apellido del paciente (en letra de imprenta)

Fecha

Firma del paciente

Versión española de la escala de Constant: Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española.

Unidad de Hombro y Codo. Servicio de Cirugía Ortopédica y Traumatología. Hospital Universitario Clínico San Carlos de Madrid

Consentimiento informado para la inclusión en el estudio: Versión española de la escala Constant. Validación y adaptación transcultural. Establecimiento de los valores de referencia para la población española

Yo, el/la abajo firmante, que participo voluntariamente en el estudio antes mencionado, declaro:

1. Haber recibido de los investigadores del estudio información detallada y exhaustiva acerca de la naturaleza, el alcance y posibles riesgos de este estudio clínico.
2. Haber recibido un documento escrito, adjunto al presente acto, denominada hoja informativa para el paciente, en el cual se brinda la información técnico-científica acerca de la actividad y alcance del estudio, aparte de los riesgos que éste pueda traer aparejados.
3. Haber tenido a disposición tiempo suficiente para poder leer con atención, comprender y eventualmente hacer que se me explique cuanto contiene la hoja informativa adjunta, la cual he firmado a modo de reconocimiento y, que confirma todo lo que me ha sido explicado en forma oral, en particular que el estudio se realizará respetando los códigos de ética internacionales.
4. Haber tenido la posibilidad de realizar preguntas y de haber obtenido respuestas satisfactorias sobre el estudio y, en particular sobre las consecuencias de la falta de cumplimiento del procedimiento propuesto.
5. Comprender que mi participación es del todo voluntaria y que puedo retirarme en cualquier momento, sin consecuencias negativas ni desventajas y, sin tener que explicar mis motivos. En caso de retirarme, consiento en el tratamiento de mis datos clínicos reunidos en el ámbito del estudio.
6. Permitir el tratamiento en forma anónima de los datos clínicos (relacionados con la fecha de nacimiento, sexo y/o número de código de identificación, si procede). Estos datos pueden:
 - 6.1. Conservarse y elaborarse electrónicamente a los fines de la evaluación científica
 - 6.2. Enviarse a las autoridades competentes a los fines de su registro y/o de publicación.
7. Permitir que el supervisor, la auditoría y las autoridades reguladoras competentes tengan acceso directo a mi documentación clínica, a los fines de la supervisión y la verificación.
8. Que se me ha asegurado que la historia clínica permanecerá en estricta reserva y que los datos se utilizarán para los fines indicados en el estudio; que es mi derecho tener acceso a la documentación que me corresponde y a la evaluación expresa del Comité de Ética; que se me informará de eventuales datos nuevos que puedan afectar los riesgos o beneficios, o simplemente de variaciones del protocolo que puedan afectarles, que ante cualquier problema o para eventual información posterior, podré dirigirme al médico del estudio indicado en el folleto informativo para el paciente.
9. Recibir una copia fechada y firmada del presente consentimiento, junto con una copia del folleto informativo.

POR LO TANTO, DOY MI CONSENTIMIENTO libre y espontáneamente y en plena consciencia a mi participación de este estudio clínico.

Nombre y apellido del paciente (en letra de imprenta)

Fecha

Firma del paciente

Anexo 4. Versión del *Simple Shoulder Test* en castellano que se empleó en la fase II del estudio para estudiar la validez de criterio de la versión española de la escala de Constant.

SIMPLE SHOULDER TEST

FECHA: _____ NOMBRE: _____

LESIÓN _____ HOMBRO IZQUIERDO DERECHO*Conteste cada pregunta rodeando con un círculo "Sí" o "No"**Si usted normalmente no puede hacer la actividad, trate de imaginar si pudiera, ¿su hombro le limitaría? Si la actividad no causa dolor, o rara vez produce dolor, entonces conteste "Sí"; si el hombro le duele a veces, a menudo o siempre cuando hace usted la actividad, responda "No".*

- | | | |
|---|----|----|
| 1. ¿Está cómodo cuando descansa sobre el brazo del lado afecto? | Sí | No |
| 2. ¿Le permite su hombro dormir confortablemente? | Sí | No |
| 3. ¿Puede alcanzar la parte baja de su espalda para meterse la camisa? | Sí | No |
| 4. ¿Puede colocar su mano por detrás de la cabeza con el codo hacia fuera? | Sí | No |
| 5. ¿Puede colocar una moneda en una estantería a la altura de su hombro sin doblar el codo? | Sí | No |
| 6. ¿Puede levantar medio kilo hasta la altura del hombro sin doblar el codo? | Sí | No |
| 7. ¿Puede levantar 3,5 kg hasta la altura del hombro sin doblar el codo? | Sí | No |
| 8. ¿Puede transportar 9 kg utilizando la extremidad afectada? | Sí | No |
| 9. ¿Cree que puede lanzar una pelota (de tenis) por debajo del hombro unos 9 metros con la extremidad afectada? | Sí | No |
| 10. ¿Cree que usted puede lanzar una pelota (de tenis) por encima de la cabeza unos 18 metros con la extremidad afectada? | Sí | No |
| 11. ¿Se puede lavar la parte posterior de su hombro contrario con la extremidad afectada? | Sí | No |
| 12. ¿Su hombro le permite trabajar a tiempo completo en su trabajo diario? | Sí | No |

Simple Shoulder Test (SST) PUNTUACIÓN:

Anexo 5. Versión en castellano de la escala de la Asociación Americana de Cirujanos de Hombro y Codo (*American Shoulder and Elbow Surgeons, ASES*) que se empleó en la fase II del estudio para estudiar la validez de criterio de la versión española de la escala de Constant.

ASES SCORE

NHC y Nombre del Paciente

Operación/Diagnostico:

Fecha:

Lateralidad: R L

Examen:

Pre-op

3 meses

6 meses

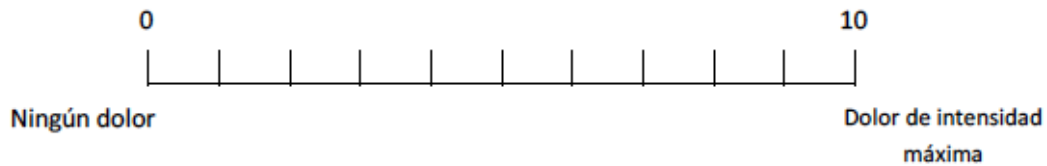
1 año

2 años

___ años

Dolor:

¿Qué intensidad de dolor siente hoy? (haga una marca en la línea)

**Función:**

Rodee con un círculo el número que describa su capacidad para realizar las siguientes actividades:

0=Imposible, 1= Con mucha dificultad, 2=Con cierta dificultad, 3= Sin ninguna dificultad

| Actividad | Con brazo derecho | Con brazo izquierdo |
|--|-------------------|---------------------|
| 1. Ponerse un abrigo | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 2. Dormir sobre el lado afectado o dolorido | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 3. Lavarse la espalda/abrocharse el sujetador por detrás | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 4. Limpiarse tras la micción y defecación | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 5. Peinarse | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 6. Llegar a una balda alta | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 7. Levantar 4,5 kg. por encima del hombro (ej. 3 botellas de agua de 1,5 kg.) | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 8. lanzar una pelota por encima de la cabeza (ej. Saque de banda, tirar una piedra) | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 9. Realizar su trabajo habitual | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |
| 10. Realizar su deporte habitual | 0 1 2 3 | 0 1 2 3 |

Anexo 6. Artículo correspondiente a las fases I y II de la tesis doctoral, publicado en el *Journal of Shoulder and Elbow Surgery* (JSES) con el título “*The Spanish version of the Constant-Murley Score*”.



BASIC SCIENCE

The Spanish version of the Constant-Murley Shoulder Score: translation, cultural adaptation, and validity



Yaiza Lopiz, MD, PhD^{a,b,*}, Daniel Garríguez-Pérez, MD^{a,1},
Juan Pablo Scarano-Pereira, MD^a, Manuel E. Fuentes Ferrer, PhD^c,
Camilla Arvinus, MD, PhD^a, Virginia Ponz, MD^a, Carlos García-Fernández, MD^a,
Fernando Marco, MD, PhD^{a,b}

^aShoulder and Elbow Unit, Department of Traumatology and Orthopaedic Surgery, Clínico San Carlos Hospital, Madrid, Spain

^bDepartment of Surgery, Complutense University, Madrid, Spain

^cClinical Trials and Research Unit, Preventive Medicine Department, Clínico San Carlos Hospital, IDISSC, Madrid, Spain

Background: The Constant-Murley Score (CMS) is one of the most employed tools for assessing shoulder function. It was first devised in 1987 for the English population and is now widely used internationally. However, it had yet to be cross-culturally adapted and validated to Spanish, which is the world's second-most native language. Formal adaptation and validation of clinical scores is paramount for them to be used with rigorous scientific methodology.

Methods: Following international recommendations for the cross-cultural adaptation of self-report measures, the CMS was first adapted into Spanish in six stages: translation, synthesis, back-translation, a review by expert committee, pretesting, and final appraisal by expert committee. After conducting a pretest with 30 individuals, the Spanish version of the CMS was tested on 104 patients with various shoulder pathologies to assess content, construct, criterion validity, and reliability.

Results: No major conflicts were encountered in the process of cross-cultural adaptation, with 96.7% of pretested patients having a full understanding of every item in the test. The validation showed excellent content validity (content validity index = .90), construct validity (strong correlation between items within the same subsection of the test), and criterion validity (CMS - Simple Shoulder Test, Pearson $r = .587$, $P = .01$; CMS - American Shoulder and Elbow Surgeons, Pearson $r = .690$, $P = .01$). Reliability of the test was also excellent, with high internal consistency (Cronbach's $\alpha = .819$), interrater reliability (intraclass correlation coefficient = .982), and intrarater reliability (intraclass correlation coefficient = .937), without showing ceiling or floor effects.

Conclusion: Spanish version of the CMS has been proved to accurately reproduce the original score and to be easily comprehensible by native Spanish speakers with acceptable intrarater-interrater reliability and construct validity.

Introducción: La escala de Constant-Murley (CMS) es una de las más empleadas para evaluar la función del hombro. Se ideó por primera vez para la población inglesa en 1987 y actualmente es ampliamente empleada a nivel internacional. Sin embargo, su validación y adaptación transcultural no se han realizado al español, la segunda lengua nativa más hablada en el mundo. Actualmente no puede

The Ethics Committee for Clinical Research (CEIC) from Clínico San Carlos Hospital (Madrid, Spain) approved this study (internal code: 21/008-E).

¹ These authors contribute equally to this work.

*Reprint requests: Yaiza Lópiz, MD, PhD, Shoulder and Elbow Unit, Department of Traumatology and Orthopaedic Surgery, Clínico San Carlos, 5° Planta, Ala Sur. Calle Profesor Martín Lagos s/n 28004, Madrid, Spain.

E-mail address: yaizalopez@gmail.com (Y. Lopiz).

1058-2746/© 2023 The Author(s). This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).
<https://doi.org/10.1016/j.jse.2023.01.032>

resultar admisible el empleo de escalas en las que no tengamos la seguridad de que existe una equivalencia conceptual, cultural y lingüística entre la versión original y la empleada.

Material y Método: La versión traducida al español de la CMS se realizó siguiendo las recomendaciones internacionales: traducción, síntesis de la traducción, retrotraducción, revisión por comité de expertos, pretest y validación. Tras la realización del pretest en 30 individuos, la versión española de la escala de CMS se probó en 104 pacientes con diferentes patologías de hombro para evaluar las propiedades psicométricas de la escala: contenido, constructo, validez de criterio y fiabilidad.

Resultados: No se encontraron problemas importantes durante el proceso de adaptación transcultural con un entendimiento completo de todos los ítems del pretest por el 96.7% de los pacientes. La escala adaptada demostró una excelente validez de contenido (índice de validez de contenido = .90), de constructo (fuerte correlación entre ítems de la misma subsección del test), y de criterio (CMS-SST Pearson's $r = .587$, $p = .01$; CMS-ASES Pearson's $r = .690$, $p = .01$). La Fiabilidad del test resultó excelente, con una elevada consistencia interna (Cronbach's $\alpha = .819$), fiabilidad interobservador (ICC = .982) e intraobservador (ICC = .937), sin efectos techo y suelo.

Conclusión: La versión Española de la CMS garantiza la equivalencia con respecto al cuestionario original. Los presentes resultados, sugieren que esta versión es válida, fiable y reproducible para la evaluación de la patología de hombro en nuestro entorno.

Level of evidence: Basic Science Study; Validation of Outcome Instrument

© 2023 The Author(s). This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Keywords: Constant-Murley Score; Constant score; Spanish; validity; reliability; shoulder function

The infinite variability between individuals, the subjective way in which symptoms are expressed, and the challenge of measuring clinical signs imply that assessing a pathology or treatment could sometimes be more art than science. To mitigate this lack of accuracy in our measurements, we devise indexes, scores, scales, or other tools to quantify symptoms and signs in comparable figures.

Shoulder function is assessed by orthopedic surgeons using many clinical scores: the American Shoulder and Elbow Surgeons (ASES) score, Simple Shoulder Test (SST), Oxford Shoulder Score, and the Constant-Murley Score (CMS), among others. The latter has been one of the most employed shoulder function assessment tools since it was approved in 1989 by the Executive Committee of the European Society for Surgery of the Shoulder and Elbow. Although the CMS is widely used across the world, it has not been validated in every population and language (a simple translation of the questionnaire does not ensure its validity in another language or culture). This is the case for the Spanish language, the second-most spoken language in terms of the number of native speakers, and to the best of our knowledge, there has been no Spanish cross-cultural adaptation of the CMS. Therefore, this study aimed to evaluate the internal consistency, test-retest reliability, and construct validity of the translated and adapted Spanish version of the Constant score in patients with shoulder disorders.

Materials and methods

Study group

After obtaining approval from the institutional review board “ethics committee for clinical research” of our center (internal code: 21/008-E), participants were recruited in the outpatient clinic of a tertiary hospital in the city of Madrid, Spain, between February 2021 and March 2022. Patients over 18 years of age with ongoing shoulder pathology and able to speak and write Spanish fluently

were included. Exclusion criteria were as follows: patients under 18 years of age, previous shoulder surgical procedure, moderate to severe cognitive impairment, peripheral or central nerve damage or diagnosed with nerve dysfunction, tumor, lack of sufficient knowledge of Spanish, and shoulder instability. We included shoulder instability as an exclusion criterion because of the inadequacy of the CMS in assessing this pathology has already been shown.⁵

Translation and cross-cultural adaptation

Translation and cross-cultural adaptation of the modified CMS⁶ were performed according to the international guidelines recommended by Beaton et al.² This guideline includes an adaptation process of six phases: translation, synthesis, back-translation, review by expert committee, pretesting, and final appraisal by expert committee.

First, the CMS was independently translated by two bilingual individuals: translation 1 was conducted by an orthopedic surgeon and translation 2 was performed by a professional writer without previous medical knowledge. A synthesis of both versions was made, and discrepancies were analyzed in a meeting with these translators. The resulting translation was reviewed by the whole team and checked for any changes needed for cultural adaptation.

Back-translation into English was then performed independently by two professional bilingual translators who had never seen the original CMS. Thus, back-translation 1 and 2 were generated, synthesized in one single version, and reviewed by the team for cultural mismatch. The aim of this new translation was to ensure that the Spanish version faithfully reflected the content and meaning of the original English version of the CMS.

The next step was the drafting of a fully culturally adapted version considering all existing versions obtained from the previous steps through a committee meeting of multidisciplinary experts. In addition, the author of the original questionnaire, Dr. Constant, was contacted to inform him of the process.

Once the preliminary version of the scale had been drafted, a pretest evaluation was carried out on a sample of 30 subjects with painful shoulder (15 women and 15 men) to determine the acceptability and comprehensibility of the translation as had been done in previous studies.¹³

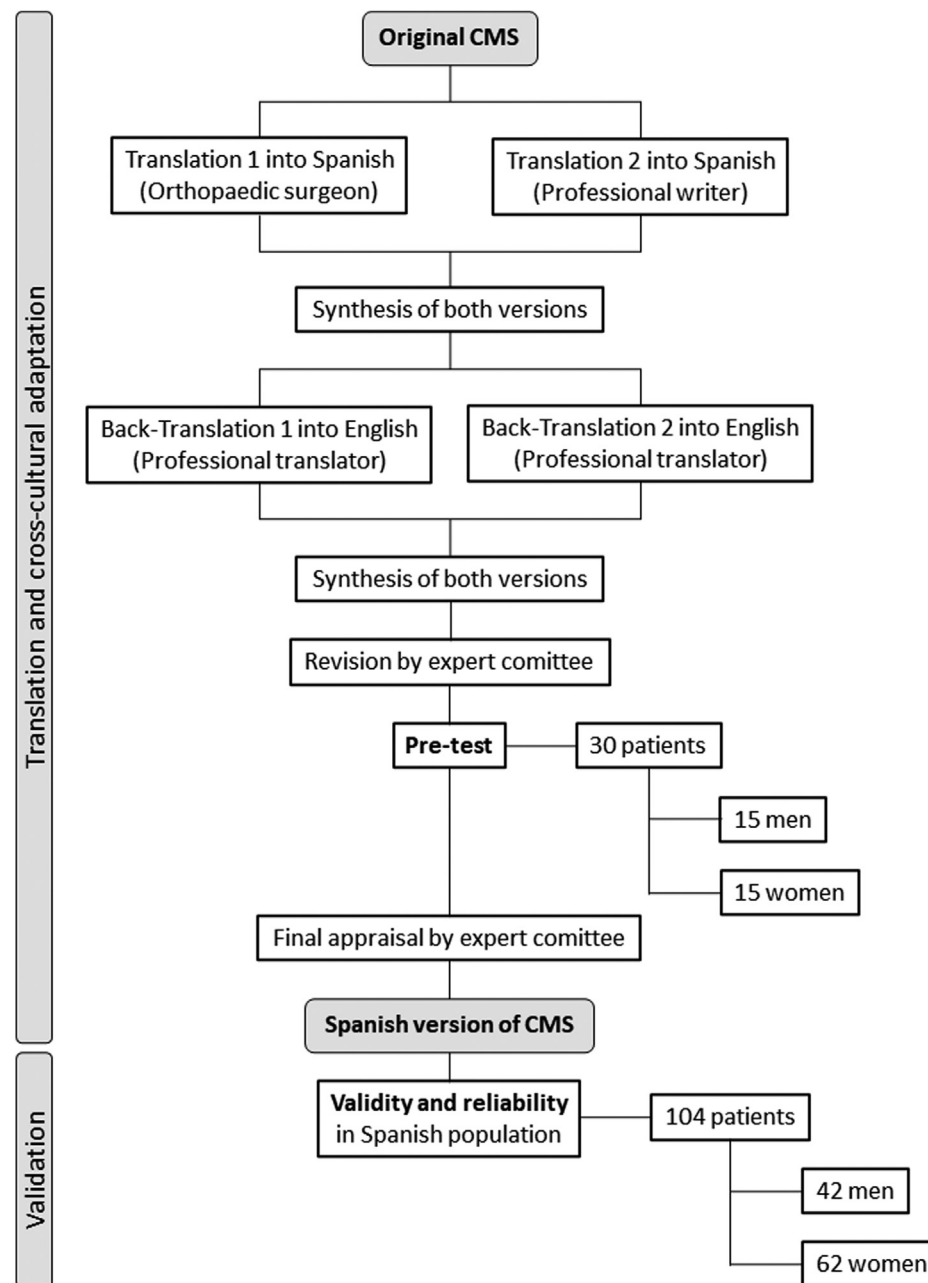


Figure 1 Procedures for cross-cultural adaptation of the Constant-Murley Score (CMS).

The preliminary results were reviewed again by a committee of experts and the necessary changes and improvements were included to produce the final version of the Spanish Constant-Murley Scale (ES-CMS). Patients from the pilot study were not included in the subsequent validation study. [Figure 1](#) summarizes the whole procedure of translation and cultural adaptation.

Validation of the Spanish version of the CMS (ES-CMS)

Data collection for the validation process of the score was performed by evaluating each patient 3 times: the first (ES-CMS1)

and the second (ES-CMS2) assessments were made on the same day by two different examiners; the third (ES-CMS3) assessment was made 2 weeks after the first two by the same examiner that had assessed ES-CMS1. Patients were instructed not to take treatment during these 2 weeks.

For sample size calculation, 10 subjects were needed for each item of the score, giving a minimum total of 80 patients for the 8 items of the score. In similar studies, losses have been as high as 30% of patients, so a final sample size of 104 patients was estimated to compensate for possible losses.

Table I Baseline characteristics and functional results of the included sample (n = 104)

| | |
|------------------------|---------------------|
| Age | 59.25 ± 12.75 |
| Sex, male/female | 42 (40.4)/62 (59.6) |
| Shoulder, right/left | 57 (54.8)/47 (45.2) |
| Handedness, right/left | 95 (91.3)/9 (8.7) |
| Diabetes | 16 (15.4%) |
| Hypothyroidism | 12 (11.5%) |
| Occupation | |
| Manual labor | 35 (33.7) |
| Office | 24 (23.1) |
| Housemaker | 5 (4.8) |
| Retired or pensioner | 34 (32.7) |
| Unemployed or student | 5 (4.8) |
| N/A | 1 (1) |
| Educational stage | |
| Primary | 28 (26.9) |
| Secondary | 45 (43.3) |
| Higher education | 30 (28.8) |
| N/A | 1 (1) |
| Functional scores* | |
| ASES | 43.75 ± 18.66 |
| SST | 44.87 ± 23.97 |
| CMS | 57.81 ± 17.40 |

ASES, American Shoulder and Elbow Surgeons; SST, Simple Shoulder Test; CMS, Constant-Murley Score; N/A, not available.

Data are presented as “number of patients (percentage)” for categorical variables and “mean ± standard deviation” for quantitative variables.

* Data are presented as mean ± standard deviation.

Data analysis and psychometric scale properties

Content validity was measured by examination of the data distribution shape, alongside ceiling and floor effects. Construct validity was assessed using exploratory factor analysis performed by principal component analysis. Prior to this, a Kaiser-Meter-Olkin test was performed to evaluate how suitable our data was to factor analysis, and the Bartlett's Test of Sphericity was used to check for redundancies between the items. A rotated component matrix was generated with Varimax rotation with Kaiser normalization to assess which items are associated with which factor and how strong their correlation is (Pearson correlation coefficient). Criterion validity was determined using the concurrent validity method by evaluating the relationships between the CMS and the results of the SST and the ASES Standardized Shoulder Assessment Form, which have both been validated for the Spanish population,^{10,13} calculating the Pearson correlation coefficient between them. The patient was given these two scores at the same time as the ES-CMS1.

Reliability of the ES-CMS was measured by analyzing internal consistency and interrater and intrarater reliability. Internal consistency was measured using Cronbach's alpha, with closest values to 1 meaning high internal consistency and closest values to 0, low internal consistency. Interrater/intrarater reliability was analyzed using the intraclass correlation coefficient (ICC) between ES-CMS1 and ES-CMS2 for interrater reliability and between ES-CMS1 and ES-CMS3 for intrarater reliability. Bland-Altman plots

were also generated to depict possible differences between measures.

Statistical analysis was performed with IBM SPSS software (version 22; IBM, Armonk, NY, USA). *P* values of .05 or less were considered significant.

Results

Translation and cross-cultural adaptation

The ES-CMS can be viewed in [Supplementary Appendix S1](#). Different items from the original questionnaire were adjusted to adapt the modified CMS to the Spanish language and culture. Most notably, questions regarding activities of daily living and recreational activities were changed to be more idiomatic in our language: “how much of your work/activity does your shoulder allow” was adapted to something like “how many of your activities can you perform in spite of your shoulder pain”. All questions and instructions addressed to patients were written using a formal imperative and the third person singular, verb tenses that do not exist in English.

Demographics

One hundred four patients were included in the validation process. No patients were lost to follow-up. Baseline characteristics of the sample and the mean scores of the three questionnaires employed (ASES, SST, and ES-CMS) are given in [Table I](#).

Content validity

After revision of the final ES-CMS, all members of the experts committee agreed that every item of the questionnaire adequately represented the attributes and dimensions affected by a painful shoulder and its functionality. Moreover, there were no floor and ceiling effects when more than 15% of the respondents achieved the highest or lowest possible scores.

Construct validity

The Kaiser-Meter-Olkin index was .789, indicating good sampling adequacy to perform a factor analysis. Bartlett's Test of Sphericity was statically significant ($P < .001$), proving the null hypothesis wrong of the CMS items not being correlated and, thus, allowing a factor analysis.

Principal component analysis concluded that the ideal number of factors representing the dataset was 3, with the lowest Eigen value above 1 ([Fig. 2](#)). Finally, a rotated component matrix was generated ([Table II](#)), showing that items related to mobility were associated with factor 1, items related to daily activities were associated with factor

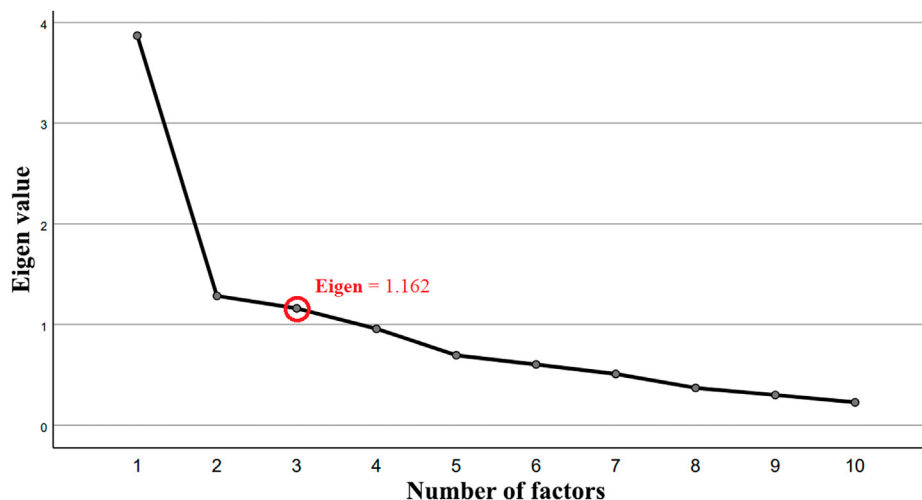


Figure 2 Screen plot showing the results of the principal component analysis in which a 3-factor model grouped the items in the CMS with the lowest Eigen value above 1, thus representing the most appropriate model. *CMS*, Constant-Murley Score.

2, and pain was associated with factor 3. Sleep disturbance and the level to which the arm can be elevated comfortably were the only two items that were not clearly associated with any of the generated three factors. [Table III](#) represents the generated correlation matrix of every item in the CMS. The strongest correlations were found between flexion and abduction ($P = .684$, $P = .01$) and between flexion and external rotation ($P = .707$, $P = .01$).

Criterion validity

Pearson correlation coefficient was $.587$ ($P = .01$) between the ES-CMS and SST and $.690$ ($P = .01$) between the ES-CMS and ASES ([Fig. 3](#)).

Internal consistency

Cronbach's alpha was $.819$, corresponding to an adequate internal consistency for the score. This value diminished each time that any item of the score was removed from the analysis, demonstrating a positive contribution of every item in terms of internal consistency.

Interrater reliability

There was a statistically significant correlation between ES-CMS1 and ES-CMS2 ($P = .983$, $P = .01$). The ICC between ES-CMS1 and ES-CMS2 was $.982$, and the differences between the means of both variables were not significantly different when assessed with the Student t-test ($P = .068$). A Bland-Altman plot was generated, showing overall differences of less than 10 points between ES-CMS1 and ES-CMS2 ([Fig. 4](#)).

Table II Rotated component matrix

| Items | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 |
|-------------------------|--------------|--------------|--------------|
| Pain | 0.234 | 0.293 | 0.778 |
| Daily activities | 0.203 | 0.820 | 0.023 |
| Recreational activities | 0.110 | 0.838 | 0.010 |
| Sleep | 0.347 | -0.180 | 0.193 |
| Comfortable arm height | 0.382 | 0.291 | -0.643 |
| Flexion | 0.801 | 0.324 | -0.188 |
| Abduction | 0.760 | 0.253 | -0.151 |
| External rotation | 0.764 | 0.314 | -0.103 |
| Internal rotation | 0.720 | -0.108 | 0.296 |
| Strength | 0.708 | 0.217 | 0.060 |

Values in the table express the correlation index between each item and the factors generated via principal component analysis. Strongest correlations appear in bold text, showing how each variable belongs in a certain factor, except for sleep and comfortable arm height, which did not show strong correlations with any of the generated factors.

Intrater reliability

There was a statistically significant correlation between ES-CMS1 and ES-CMS3 ($P = .937$, $P = .01$). The ICC between ES-CMS1 and ES-CMS3 was $.934$. Here, the differences between the means of both variables were significantly different when assessed with the Student t-test ($P = .022$). A Bland-Altman plot was generated, showing overall differences of less than 10 points between ES-CMS1 and ES-CMS3 ([Fig. 4](#)).

Discussion

Although the Spanish Society of Shoulder and Elbow Surgery (Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo) provided a translated version of the Constant-Murley Score for use by Spanish-speaking orthopedic surgeons (<https://>

Table III Correlation matrix between every item of the CMS

| | Pain | Daily activities | Recreational activities | Sleep | Comfortable arm height | Flexion | Abduction | External rotation | Internal rotation | Strength |
|-------------------------|-------|------------------|-------------------------|-------|------------------------|---------|-----------|-------------------|-------------------|----------|
| Pain | 1 | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Daily activities | .192 | 1 | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Recreational activities | .192 | .543† | 1 | - | - | - | - | - | - | - |
| Sleep | .075 | .038 | .044 | 1 | - | - | - | - | - | - |
| Comfortable arm height | -.109 | .244* | .260† | .044 | 1 | - | - | - | - | - |
| Flexion | .177 | .398† | .317† | .086 | .467† | 1 | - | - | - | - |
| Abduction | .145 | .293† | .330† | .209* | .360† | .684† | 1 | - | - | - |
| External rotation | .137 | .418† | .324† | .086 | .336† | .707† | .578† | 1 | - | - |
| Internal rotation | .263† | .102 | .088 | .185 | 0.087 | .455† | .337† | .504† | 1 | - |
| Strength | .278† | .335† | .159 | .095 | .264† | .553† | .566† | .521† | .339† | 1 |

CMS, Constant-Murley Score.

Correlation values are expressed using Pearson correlation coefficients.

* Statistical significance of $P < .05$.

† Statistical significance of $P < .01$.

sechc.es/test-score-hombro), to the best of our knowledge, no Spanish validation or cross-cultural adaptation has been published to date. The validation process for a scale involves more than simply translating the questionnaire. Moreover, cross-cultural adaptation does not assume that the psychometric properties of the adapted scale are the same as those of the original scale; therefore, it is essential to evaluate the psychometric properties of the adapted version. Given the prevalence and socioeconomic impact of shoulder disorders, we believe that a Spanish cultural adaptation and validation of the CMS would be extremely beneficial for Spanish-speaking surgeons and patients.

The strength of the present study is that the translation procedure followed the international guidelines established by the American Academy of Orthopaedic Surgeons (AAOS) Outcome Committee, leading to more explicit and reliable results.

In relation to the process of translation and cross-cultural adaptation, there was controversy regarding some of the questions of the score. The term “activities of daily living” is well-accepted in Spanish medical literature, but Spanish speakers without a medical background can find this term confusing. After discussing various options, we ended up choosing “daily tasks” as the easiest term to understand in our language. We also discussed whether these questions related to activities of daily living should be asked as “how does your shoulder affect/allow...” or “how does your shoulder pain affect/allow...”, and finally we decided that asking directly how pain affects this dimension could be easier for patients to understand.

The study by Blonna et al³ demonstrated that the reliability of the CMS could be significantly improved in the hands of a rater, experienced and inexperienced, if a standardized test protocol were used. To achieve this, we included a full-page protocol which gives instructions to the examiner on how to gather data on each of the items of

the score, focusing on movement and strength, which can be the most variable items between examiners since they are based on objective measures that can have great inter-rater variability if not performed in a homogeneous way. These instructions included explanatory 3-dimensional figures to show how to measure external rotation and strength, which we found to be the anatomical positions that raised the most queries when explained only with text instructions. Both the ES-CMS and its protocol are provided together in [Supplementary Appendix S1](#) and are designed to be printed on both sides of a sheet.

The modified CMS advises that strength should be measured by either an Isobex (CURSOR AG, Bern, Switzerland) device or a defined spring balance technique. This measurement is recorded at 90° of abduction in the scapular plane. The wrist is in a position of pronation, so that the hand is facing downward. We realized during the adaptation process that the term “in the plane of the scapula” is not easily understood by examiners, so we have introduced an explanatory note to better describe this position, adding an indication to position the arm in 90° of abduction and bring it forward about 30°. We also believe that the fixed devices that were employed to measure strength when devising this score are now somewhat obsolete. For the validation of the ES-CMS, a handheld dynamometer (Lafayette MMT, Manual Muscle Tester; Lafayette Instrument, Lafayette, IN, USA) was used instead, since portable devices have proved valid and reliable to measure shoulder abduction strength⁷ and are much more convenient for everyday use in clinics. Another important aspect of measuring shoulder strength in our environment is the unit of measurement. The original CMS measures strength in pounds, and the result is directly converted to points on the score, whereas we measure it in kilograms and therefore need to convert it to calculate the score: the kilograms of shoulder strength obtained on the

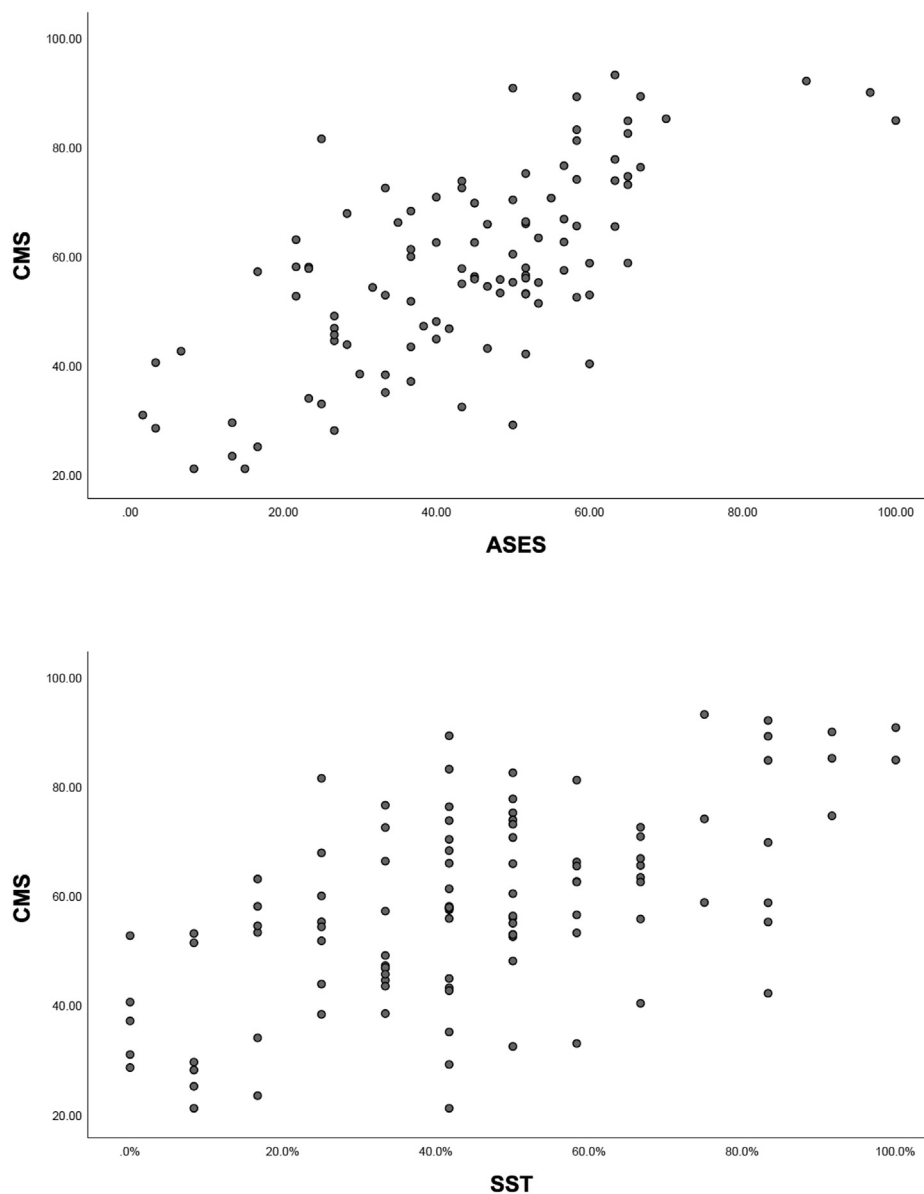


Figure 3 Scatter plots showing a statistically significant moderate correlation between the CMS and other functional scores (ASES and SST, respectively). *CMS*, Constant-Murley Score; *ASES*, American Shoulder and Elbow Surgeons; *SST*, Simple Shoulder Test.

dynamometer are multiplied by 2.2 to convert them to pounds, that is, to points.

In terms of psychometric properties, reliability (ability of the scale to consistently and accurately measure the characteristic it intends to measure), can be determined in several ways: 1) as constancy or stability over time, which refers to the ability of the scale to obtain the same measurements in the same subjects at different times (test/retest: in the present study ES-CMS1/ES-CMS3 results) by the same examiner (intrareliability) or different examiners (interreliability); 2) confidence as equivalence of results obtained by the same subjects with two different questionnaires (in the present study ES-CMS1, SST, and ASES); and 3) reliability as internal consistency in reference to the degree of homogeneity of the scale questions.

Internal consistency is calculated using Cronbach's alpha and is a measure based on the correlations between different items in the same test (or the same subscale in a larger test). This parameter represents the degree to which every test item proposed to assess shoulder function produces similar scores. The analysis showed that the ES-CMS presented high internal consistency (Cronbach's alpha = .819) and excellent psychometric properties in interobserver and intraobserver reliability (ICC of .982 and .934, respectively, considered excellent above .75),¹ without floor or ceiling effects. The interobserver reliability was higher than the intraobserver reliability and presented fewer differences, possibly because ES-CMS1 and ES-CMS2 were performed in less than 1 hour, which reduced the risk that more subjective responses, such as

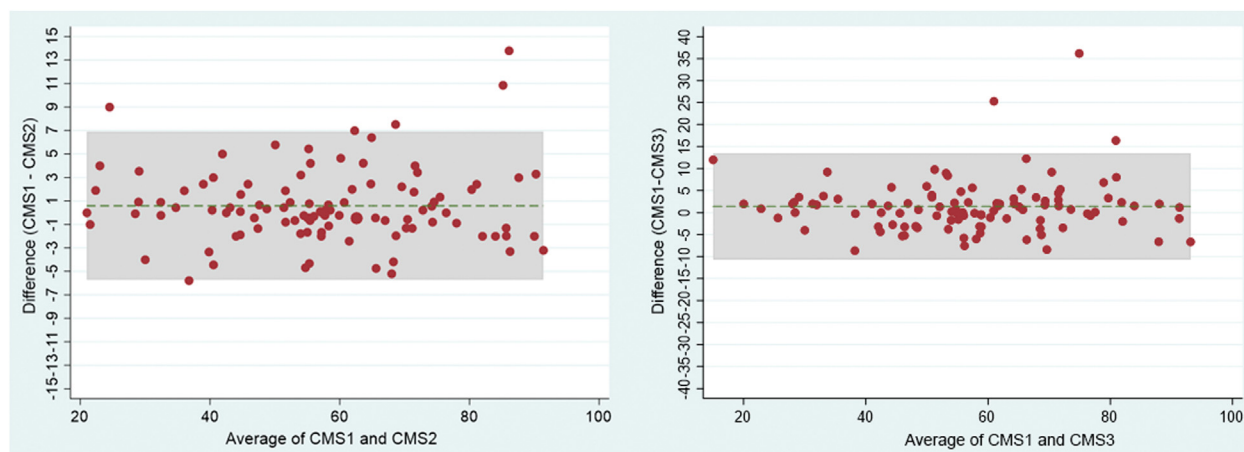


Figure 4 Bland-Altman plots showing the differences in scores between CMS1 and CMS2 (interrater) and between CMS1 and CMS3 (intrarater). CMS, Constant-Murley Score.

pain, would undergo significant changes. Despite this, the intraobserver reliability continued to be higher than that found in the Chinese¹⁴ (ICC = .827) and Turkish⁴ (ICC = .86) translations and similar to that obtained in the Danish¹¹ (ICC = .93-95) and Greek CMS¹² (ICC = .95).

Another psychometric property of a test is its validity. Validity is the ability of a scale to measure what it was designed to measure. There are different types of validity of a clinical questionnaire. A) Construct validity is the most general term and can encompass all other types of validity, referring to the ability of the instrument to meet the measurement hypothesis for which it is designed. For its assessment, we conducted a factorial analysis of the elements that make up the scale. This analysis would answer the question: can the scale be grouped into different factors of related variables that represent the dimensions of the evaluated construct? To do this, we grouped it into three factors. The results obtained showed that all the elements of the scale were adequately represented in the factors except the items “sleep disturbance” and “arm elevation in daily activities”. These two items have low correlations with other items on the scale and the lowest item-total connection. This may be because both items were too subjective and variable over time. Although these two items provide the least consistency to the questionnaire, we do not believe that both items are degrading for the scale, and the data obtained would not justify their exclusion from the measurement instrument. B) Content validity describes the suitability of the questionnaire items to measure what is intended to be measured. This validity is based on the criteria of the research team since there are no objective methods that guarantee the suitability of the questions. C) Criterion validity examines whether a test “measures what it claims” and is evaluated in relation to other tests already validated to serve the same purpose. In this study, we employed two scales widely used in shoulder function evaluation: the SST and ASES. The values obtained were

.587 and .690. Between .81 and 1.0 is considered excellent, between .61 and .80 very good, between .41 and .60 good, between .21 and .40 fair, and between 0 and .20 poor.⁹ Therefore, the correlation turned out to be higher with the ASES questionnaire. In the Arabic and Greek adaptations,^{8,12} the disabilities of the arm shoulder and hand questionnaire (DASH) and Quick-DASH were used to analyze this parameter, finding a strong correlation (.820 and .84, respectively) between both scales. For the Chinese adaptation,¹⁴ the visual analog scale and the short form-36 health survey (SF-36) were used, demonstrating an adequate correlation with the visual analog scale ($r = .497$) but not with the SF-36 ($r = .135$). Differences in contrast validity with respect to the ES-CMS can be explained by the inherent structural difference of each of the questionnaires employed. None of the other CMS translations assessed criterion validity using the SST.

Regarding the use of our validated tool in other Latin American countries, it may seem controversial based on the different evolution of the Spanish language throughout them. We believe however that cultural identity prevails over strict wording differences. Furthermore, the items evaluated in the CMS are simple issues centered on pain and activities of daily living which are readily understood in every Latin American country in plain Spanish (Castilian). Nevertheless, even if the transcultural adaptation of the scale may be understandable and valid for Latin America, this does not mean that psychometric properties can be assumed as equal to Spain. That is why we consider that the evaluation of the aforementioned properties is mandatory, and the tool hereby described could be a starting point for it.

Study limitations

The present study has several limitations. First, the absence of an exhaustive sensitivity analysis, which would involve more factors such as the effectiveness of the

intervention as well as the type and severity of the disease. Second, only patients with unilateral shoulder pain were studied, which does not accurately represent the population with shoulder discomfort, where bilateral involvement is not uncommon. Third, the time between each evaluation was two weeks to prevent the patients from remembering the data provided on the first day. However, this period could result in a variation in the final outcome as a consequence of the modification of some of the items such as pain; although to minimize this variation, patients were asked not to undergo any treatment during those two weeks.

Conclusions

The process of adapting the CMS to the Spanish culture and language through translation-back translation guarantees conceptual, cultural, and linguistic equivalence with respect to the original questionnaire. The adapted ES-CMS showed excellent results in terms of reliability, internal consistency, and construct validity and is useful in the evaluation of shoulder disorders for Spanish patients and doctors. The factorial analysis revealed that the items such as sleep and the ability to raise the hand during daily activities were not informative items, but neither can they be considered degrading items for the scale.

Disclaimers:

Funding: No funding was disclosed by the authors.
Conflicts of interest: The authors, their immediate families, and any research foundation with which they are affiliated have not received any financial payments or other benefits from any commercial entity related to the subject of this article.

Supplementary data

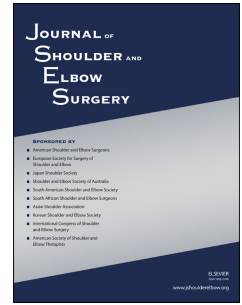
Supplementary data to this article can be found online at <https://doi.org/10.1016/j.jse.2023.01.032>.

References

1. Aaronson N, Alonso J, Burnam A, Lohr KN, Patrick DL, Perrin E, et al. Assessing health status and quality-of-life instruments: attributes and review criteria. *Qual Life Res* 2002;11:193-205. <https://doi.org/10.1023/a:1015291021312>
2. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine (Phila Pa 1976)* 2000;25:3186-91.
3. Blonna D, Scelsi M, Marini E, Bellato E, Tellini A, Rossi R, et al. Can we improve the reliability of the Constant-Murley score? *J Shoulder Elbow Surg* 2012;21:4-12. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2011.07.014>
4. Celik D. Turkish version of the modified Constant-Murley score and standardized test protocol: reliability and validity. *Acta Orthop Traumatol Turc* 2016;50:69-75. <https://doi.org/10.3944/AOTT.2016.14.0354>
5. Conboy VB, Morris RW, Kiss J, Carr AJ. An evaluation of the Constant-Murley shoulder assessment. *J Bone Joint Surg Br* 1996;78:229-32.
6. Constant CR, Gerber C, Emery RJH, Sjøbjerg JO, Gohlke F, Boileau P. A review of the Constant score: modifications and guidelines for its use. *J Shoulder Elbow Surg* 2008;17:355-61. <https://doi.org/10.1016/j.jse.2007.06.022>
7. Karabay D, Yesilyaprak SS, Sahiner Picak G. Reliability and validity of eccentric strength measurement of the shoulder abductor muscles using a hand-held dynamometer. *Phys Ther Sport* 2020;43:52-7. <https://doi.org/10.1016/j.ptsp.2020.02.002>
8. Maqdes A, Hanna SS, Bouhamra AK, Khaja AF. Cross-cultural adaptation and translation of the Constant Murley score into Arabic. *SICOT J* 2020;6:44. <https://doi.org/10.1051/sicotj/2020042>
9. Marx RG, Menezes A, Horovitz L, Jones EC, Warren RF. A comparison of two time intervals for test-retest reliability of health status instruments. *J Clin Epidemiol* 2003;56:730-5. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(03\)00084-2](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(03)00084-2)
10. Membrilla-Mesa MD, Tejero-Fernández V, Cuesta-Vargas AI, Arroyo-Morales M. Validation and reliability of a Spanish version of simple shoulder test (SST-Sp). *Qual Life Res* 2015;24:411-6. <https://doi.org/10.1007/s11136-014-0760-2>
11. Moeller AD, Thorsen RR, Torabi TP, Bjoerkman A-SD, Christensen EH, Maribo T, et al. The Danish version of the modified Constant-Murley shoulder score: reliability, agreement, and construct validity. *J Orthop Sports Phys Ther* 2014;44:336-40. <https://doi.org/10.2519/jospt.2014.5008>
12. Ntourantonis D, Panagopoulos A, Iliopoulos I, Tatani I, Tsoumpas P, Kouzelis A, et al. Translation, cultural adaptation, validity and reliability of the Greek version of the modified Constant Score. *JSES Open Access* 2017;1:45-50. <https://doi.org/10.1016/j.jses.2017.02.004>
13. Vrotsou K, Cuéllar R, Silió F, Rodríguez MÁ, Garay D, Busto G, et al. Patient self-report section of the ASES questionnaire: a Spanish validation study using classical test theory and the Rasch model. *Health Qual Life Outcomes* 2016;14:147. <https://doi.org/10.1186/s12955-016-0552-1>
14. Yao M, Yang L, Cao Z, Cheng S, Tian S, Sun Y, et al. Chinese version of the Constant-Murley questionnaire for shoulder pain and disability: a reliability and validation study. *Health Qual Life Outcomes* 2017;15:178. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0752-3>

Anexo 7. Manuscrito del artículo correspondiente a la fase III de la tesis doctoral, titulado “Normalization of the Constant score in the Spanish population”, enviado a fecha del 15 de mayo de 2024 al Journal of Shoulder and Elbow Surgery (JSES), publicado en versión *pre-proof online* y pendiente de publicación en revista física.

Journal Pre-proof



Normalization of the Constant score in the Spanish population

Yaiza Lopiz, MD PhD, Daniel Garriguez-Pérez, MD, Lucía Domínguez Jimenez, MD, Carmen Artiles Martínez, MD, Alfonso Barbero Cubero, MD, Carlos García-Fernandez, MD PhD, Eduardo Ossuna Juntádez, MD, Marta Echevarría-Marín, MD, Fernando Marco, MD PhD

PII: S1058-2746(24)00848-6

DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jse.2024.09.031>

Reference: YMSE 7114

To appear in: *Journal of Shoulder and Elbow Surgery*

Received Date: 15 May 2024

Revised Date: 25 August 2024

Accepted Date: 10 September 2024

Please cite this article as: Lopiz Y, Garriguez-Pérez D, Jimenez LD, Martínez CA, Cubero AB, García-Fernandez C, Juntádez EO, Echevarría-Marín M, Marco F, Normalization of the Constant score in the Spanish population, *Journal of Shoulder and Elbow Surgery* (2024), doi: <https://doi.org/10.1016/j.jse.2024.09.031>.

This is a PDF file of an article that has undergone enhancements after acceptance, such as the addition of a cover page and metadata, and formatting for readability, but it is not yet the definitive version of record. This version will undergo additional copyediting, typesetting and review before it is published in its final form, but we are providing this version to give early visibility of the article. Please note that, during the production process, errors may be discovered which could affect the content, and all legal disclaimers that apply to the journal pertain.

© 2024 The Author(s).

Normalization of the Constant score in the Spanish population

Run head title: Normal values of the Constant score

Yaiza Lopiz^{1,2} MD PhD*, Daniel Garriguez-Pérez¹ MD*, Lucía Domínguez Jimenez² MD, Carmen Artiles Martínez² MD, Alfonso Barbero Cubero² MD, Carlos García-Fernandez¹ MD PhD, Eduardo Ossuna Juntádez¹ MD, Marta Echevarría-Marín¹ MD, Fernando Marco^{1,2} MD PhD.

* These authors contributed equally to this work.

1- Shoulder and Elbow Unit. Department of Traumatology and Orthopaedic Surgery. Clínico San Carlos Hospital. Madrid. Spain.

2- Department of Surgery. Complutense University. Madrid. Spain

Correspondence author: Yaiza Lópiz, MD, PhD, yaizalopez@gmail.com, +34 609564029.

Shoulder and Elbow Unit. Department of Traumatology and Orthopaedic Surgery. Clínico San Carlos. Madrid. Spain. 5º Planta, Ala Sur. Calle Profesor Martín Lagos s/n 28004, Madrid. España.

<https://orcid.org/0000-0002-0678-5086>

The Ethics Committee for Clinical Research (CEIC) from Clínico San Carlos Hospital (Madrid, Spain) approved the present study (Internal code: 21/008-E).

Disclaimers:

Funding: No funding was disclosed by the authors.

Conflicts of interest: The authors, their immediate families, and any research foundation with which they are affiliated have not received any financial payments or other benefits from any commercial entity related to the subject of this article.

1 **Abstract**

2 *Background:* Normal Constant score values for healthy shoulders can vary between
3 regions and change over the years as life expectancy increases and physical condition
4 improves. Spain's population is one of the healthiest and has one of the highest life
5 expectancies in the world, which could be reflected in its normal Constant score values.
6 The purpose of this study is finding the normal Constant score values in the Spanish
7 population.

8 *Methods:* Cross-sectional study completed between 2023-2024, including subjects older
9 than 18 years of age without any previous or ongoing shoulder condition. Constant score
10 was taken for both shoulders of every subject. A stratified analysis of total and subtotal
11 scores was performed, grouping subjects by age and sex.

12 *Results:* A total of 505 subjects and 1010 shoulders were included, with a mean age of
13 52.3 ± 18.6 years and men/women ratio of 39.6%/60.4%. Five groups were formed
14 according to age: 18-30 years-old (18.4%), 31-45 years-old (16.4%), 46-60 years-old
15 (29.8%), 61-75 years-old (23.7%), and over 75 years-old (11.7%). Each of these groups
16 were divided in two groups according to sex, making a total of 10 groups. Mean Constant
17 score was 88.9 ± 10.9 , the group of men between 18-30 years-old having the highest mean
18 score (99.2 ± 3.0) and the group of women over 75 years-old having the lowest mean
19 score (75.3 ± 8.8). A statistically significant inverse correlation was found between total
20 score and age ($r = -.47$, $p < .001$). Total score was also significantly lower in the women
21 (84.5 ± 8.2 vs 92.6 ± 8.5 , $p < .001$). The decrease in mobility ($r = -.45$, $p < .001$) and
22 strength ($r = -.40$, $p < .001$), and the difference in strength between the men and the
23 women (10.6 ± 3.8 vs 6.0 ± 2.0 , $p < .001$) were the main underlying causes of the
24 difference in total Constant score between groups.

25 *Conclusion:* Normal values of the Spanish version of the Constant score in healthy
26 shoulders of the Spanish population decrease with age and are lower in women, the main
27 differences being found in shoulder mobility and strength. Global scores found in this
28 population are higher than those previously published for English, American, and Swiss
29 populations.

30 **Level of evidence:** Basic Science Study; Validation of Outcome Instrument

31 **Keywords:** Constant score, Constant-Murley score, Normalization, Normal, Spain,
32 Spanish.

33

34

35 The Constant score (CS) is a shoulder function measurement tool developed by
36 Christopher Constant while he was working on his university thesis in 1986.² On this
37 scale, 0 points would correspond to a completely disabled and painful shoulder, and 100
38 points to a healthy shoulder. However, it is important to address the limitations of the
39 original idea that a score of 100 points universally represents a healthy shoulder.
40 Physiological differences across different population groups- due to factors such as age
41 and sex- will inevitably influence the maximum score that individuals can achieve. Thus
42 a reduction in score does not necessarily indicate a "sick shoulder", but rather reflects
43 these physiological variations. Therefore, for accurate interpretation of the CS and any
44 score influenced by intra- and inter-population physiological changes, it is essential to
45 know the normal values of the scale in different populations groups without shoulder
46 pathology. Some authors prefer comparing the CS of the diseased shoulder with the
47 contralateral side; however, bilateral shoulder pathology limit this approach.

48 Constant determined the score differences in the population he analyzed. However,
49 geographical and temporal differences can be quite significant, particularly with recent
50 increases in life expectancy and active aging observed in the past decade. The most recent
51 projections estimate that Spain will be the most aged country in the world by the year
52 2050, when 15.7 million people will be over 65 years old (31.4% of the population,
53 compared to the current 19.6%), and 5.8 million people will be over 80 years old (11.6%
54 of the population, compared to the current 6%). Consequently, the normal values
55 obtained by Constant over 30 years ago in the Irish population might differ significantly
56 from those observed today in Spain, a country with the fifth-highest life expectancy in
57 the world,¹² and the third-highest healthy life expectancy.¹⁴ We believe that functional
58 scores have unique standard results in each population and cannot be directly transposed
59 between different countries.

60 To determine reference values of a scale in a population, the first step is the translation,
61 cross cultural adaptation, and validation of the scale. This process has recently been
62 performed for the Constant scale in Spanish,⁸ and now we aim to determine normal
63 Constant scores in a large Spanish population and to verify whether values originally
64 established by Constant² correspond to shoulder function in a contemporary population.
65 Our hypothesis is that the results for normal shoulders in the Spanish population will vary
66 with sex and age and will differ from the values originally calculated by Constant.

67

68 **Materials and methods**

69 Cross-sectional study analyzing Constant score values in healthy individuals. After
70 obtaining approval from the institutional review board “ethics committee for clinical
71 research” of our center (internal code: 21/008-E), participants were recruited randomly in
72 the outpatient department of a tertiary hospital in the city of Madrid, Spain, between
73 March 2022 and October 2023. Patients who visited the outpatient department (outpatient

74 clinics, hospital) for problems other than shoulder were included and also healthy
75 volunteers from the local population. We chose the city of Madrid as representative of
76 Spain because its population pyramid and distribution (age and sex) are similar (**Figure**
77 **1**).

78 Inclusion criteria were healthy Spanish volunteers older than 18 years old (skeletal
79 maturity), who met the requirement of not having any previous shoulder pathology or
80 surgical intervention, in addition to having sufficient cognitive capacity to perform the
81 requested maneuvers adequately and to answer the questions included in the scale. As
82 previously pointed out by Yian,¹⁵ Constant's original definition of a normal shoulder²
83 (painless shoulder and the patient is able to do all the activities he wishes) was considered.
84 Exclusion criteria were: 1) diagnosed pathology (musculoskeletal or neurological) or
85 surgeries (cervical or thoracic) that may limit shoulder function, therefore, a thorough
86 history was taken, and physical examination performed for each patient to exclude any
87 shoulder pathology, 2) previous shoulder surgery, 3) cognitive deficit that hinders or
88 complicates the execution of the requested maneuvers or answering the questions
89 included in the scale.

90 To exclude patients who may have been mistakenly coded as normal, the following
91 additional exclusion criteria were included: denial of a normal and healthy shoulder,
92 subjective experience of less than complete shoulder function without abnormalities,
93 obtaining less than 90° of active forward flexion or abduction, obtaining less than 20° of
94 active external rotation, achieving less than 1.5 kg of abduction force¹⁵, and finally,
95 having insufficient data for a complete evaluation.

96 The Spanish version of the CMS adapted and validated into Spanish⁸ was employed. The
97 Constant scale was administered by evaluators who were all specifically trained in
98 conducting this scale. Additionally, although the validated version of the scale has

99 supplementary data with explanation and Figures (see supplementary data online at
100 <https://doi.org/10.1016/j.jse.2023.01.032>. Appendix 1), to minimize interobserver
101 variability in measurements, an example of the evaluation process with the Constant scale
102 was recorded on video by one of the main investigators and used as a guide for the rest
103 of the evaluators. To establish the score, four sections will be considered according to the
104 original scale and validated version. Joint balance was measured using a digital
105 goniometer and a Lafayette Hand-Held Dynamometer model 01165 (Lafayette
106 Instrument, Lafayette, IN, USA) was used to measure force.

107 Researchers used REDCap (Research Electronic Data Capture), software that allows the
108 design of databases for clinical trials and translational research and complies with all legal
109 requirements regarding data security and protection. The data collected and recorded
110 included demographic variables: educational level (primary, secondary, tertiary), type of
111 employment (manual worker, office worker, homemaker, retired, unemployed, student),
112 handedness (right-handed/left-handed), relevant history, and the CS with every item.

113 *Statistical analysis*

114 The sample size was calculated based on a previous study in the Spanish population to
115 determine reference values for strength according to age and gender.¹ Using data from a
116 pilot study, the authors calculated the sample size required for the 2-tailed finite
117 population study with different power values to detect statistically significant differences
118 similar to those observed in the pilot study at a p-value <.05 using the following formula:
119 $n = N\sigma^2 Z^2 (N-1)e^2 + \sigma^2 Z^2$ where n was the sample size, “N” was the size of the universal
120 population, “Z” was the upper .025 percentage point of the standard normal distribution,
121 “e” was the desired power, and “σ” was the standard deviation. According to this formula,
122 401 patients were necessary. Patients were divided after recruitment into the most relevant

123 population strata by sex and age (a total of 10 strata resulting from the combination of
124 male/female and 18-30/30-45/45-60/60-75/>75 years).

125 Statistical analysis was performed using IBM SPSS (version 23.0; IBM Corp., Armonk,
126 NY, USA). Descriptive statistics (mean and standard deviation, minimum, maximum, and
127 95% confidence interval) were calculated for the whole sample and for each age and sex
128 group. A mixed regression analysis model was used to assess the effect of age, gender,
129 and shoulder side (left or right) on the Constant score. For hypothesis testing on variables
130 with two groups, the Student's t-test was used, and for variables with more than two
131 groups, the ANOVA test. For non-parametric variables, the Mann-Whitney and Kruskal-
132 Wallis tests were used instead. A p-value $<.05$ was considered statistically significant.

133

134 **Results**

135 *Demographic results*

136 A total of 505 healthy subjects were recruited randomly for this study and both shoulders
137 were included. This yielded assessments for 1010 normal shoulders with 305 (60%)
138 females. The mean age of the entire cohort was 52 ± 18.57 (range 20-93). Demographic
139 data are summarized in **Table 1**.

140 *Global Constant score*

141 The mean Constant score was 88.9 ± 10.9 (100 points maximum). Distribution of
142 Constant score by age group and sex for left and right shoulders is summarized in **Table**
143 **2**. Both men and women showed a sharp fall in Constant score around the sixth decade
144 (**Figure 2**).

145 The correlation analysis between age and total score demonstrated a moderately inverse
146 association between the two, with a Pearson correlation coefficient of $-.47$ ($p < .001$).

147 **Figure 3** represents the scatter plot of the correlation between both variables.

148 The global Constant score also varied significantly based on other demographic and
149 epidemiological variables, such as gender, presence of diabetes mellitus, attained
150 educational level, and employment. However, no significant differences between
151 dominant-side and nondominant-side Constant scores were found (**Table 3**).

152 *Range of motion*

153 The average score for the “mobility” section in the Constant scale was 37.39 ± 3.68 points
154 (40 points maximum). The correlation analysis between age and mobility score
155 demonstrated a moderately inverse association between the two, with a Pearson
156 correlation coefficient of -0.446 ($p < .001$). A decrease in shoulder flexion ($r = -0.386$),
157 abduction ($r = -0.373$), external rotation ($r = -0.401$), and internal rotation ($r = -0.372$) with
158 age was also demonstrated ($p < .001$). There were no significant differences between men
159 and women in terms of score in the “mobility” section (37.52 ± 3.25 vs 37.31 ± 3.92 , $p =$
160 $.3836$).

161 The analysis of the different ranges of motion, stratified by age, sex, and side, is
162 summarized in **Table 4**.

163 *Strength*

164 Regarding strength measurements, the mean score in this section was 16.08 ± 5.93 points
165 (25 points maximum), with a mean value of 7.8 ± 3.7 kg. **Table 5** summarizes mean
166 exerted force in kilograms, according to sex, age, and side.

167 There was a decline in strength with age, which was more pronounced after age 60 ($r = -$
168 $.3955$; $p < .001$). There were also significant differences between men and women, in the
169 strength section of the Constant score (23.4 ± 13.1 vs 13.1 ± 4.4 , $p < .001$) and in measured
170 force (10.6 ± 3.8 kg vs 6.0 ± 2.0 kg, $p < .001$). The correlation between strength loss and
171 age was much higher in men ($r = -0.6486$, $p < .001$) than in women ($r = -0.4886$, $p < .001$).

173 **Discussion**

174 *Relevance of the study*

175 Although normative data scores are essential for researchers and clinicians to facilitate
176 interpretation of outcomes, using these values from a population with different
177 characteristics to the one we are studying is meaningless. No reference values for the
178 Spanish population have been previously provided, however geographical and temporal
179 differences can be so significant (especially in the country with the fifth highest life
180 expectancy at birth and with the seventh highest healthy life expectancy)¹⁶ that using
181 reference values from a different population could bias the results. Indeed, this work was
182 conceived when, after conducting several research works related to shoulder problems in
183 the Spanish population, we observed that, especially in the elderly population, the
184 adjusted Constant score calculated with historically proposed normative data originally
185 described by Constant in 1986 increased our Constant score in some cases above the
186 maximum possible. This point has been previously noted by other authors during
187 normalization of the scale.⁷ The results of the present study may be used to define adjusted
188 or normative values when using the Constant score to define shoulder outcomes in the
189 Spanish population.

190 *Previous normalization scores*

191 The normalization process of the Constant scale was first conducted by Constant in
192 1986.^{2,3} To address this issue, he measured the shoulders of 900 patients in an orthopedic
193 outpatient clinic and in-patient population of a geriatric hospital. In 2003, Grassi et al⁵
194 calculated the reference values in 563 patients for an Italian population and later in 2005,
195 normal values for the Swiss population¹⁵ with measurements in 1620 clinical patients and
196 a control group of 115 healthy volunteers, and (measurements) for the Chicago population
197 (Illinois, United States) in 441 patients who attended a sports medicine clinic⁷ were

198 published. In 2007, Walton et al¹³ and in 2009, Tavakkolizadeh¹⁰ report gender specific
199 Constant score values for a London population in 108 and 270 healthy subjects
200 respectively. Finally in 2022 Gahlot et al⁴ report references values for the Indian
201 population in 248 patients aged 18 to 78 years. **Table 6** summarizes comparison of the
202 mean reference Constant scores between the current study and the previous in different
203 demographic populations.

204 Many of the previously mentioned studies that have conducted normalization of the
205 Constant scale for different populations were methodologically flawed due to the use of
206 scales not previously validated for their population and the use of non-standardized
207 methods for measuring strength.^{3,5,7,13,15} Others were methodologically flawed due to the
208 absence of a clear definition of the study population,⁵ or conducting the study in a biased
209 entry population.⁷ Finally, in other cases, the exclusion criteria were not strict enough to
210 prevent the inclusion of pathological shoulders allowing the physician, rather than the
211 patient, to decide if the shoulders were normal, which is inconsistent with the definition
212 below of a “normal” shoulder provided by Constant, or including patients with shoulder
213 pain.^{7,13}

214 *Methodology*

215 Before proceeding with normalization of the Constant scale, we conducted the
216 transcultural adaptation and validation of the test to standardize the procedure and reduce
217 biases.⁸ Additionally, the sample size calculation was based on previous investigation¹ of
218 determining variations in shoulder strength based on age and gender for the Spanish
219 population through a pilot study that provided an estimate of the variability and
220 dispersion, allowing the sample size calculation to be more accurate. Finally, strict
221 exclusion criteria to rule out any volunteers with shoulder morbidities, pain, loss of
222 movement, or any limitation of activities of daily living were included. We adopt

223 Constant's definition of a "healthy shoulder", where no shoulder pain is admitted;
224 however, perhaps this should be a point of discussion to consider. As previously
225 mentioned, people are living longer and more active lives, it is challenging in any geriatric
226 population to find a shoulder without pain (15 points in the Constant scale), excluding
227 many patients, especially those older than 75, with mild pain that did not affect the
228 performance of any of the patients' activities and did not even require the use of
229 analgesics. Therefore, perhaps we should redefine Mr. Constant's concept of a "healthy
230 shoulder" for the current population because otherwise, we may exclude many patients
231 from that "normality". Soldatis et al⁹ performed outcome measures (Rowe, ASES,
232 UCLA, Constant-Murley, and SST) on 190 healthy collegiate athletes to determine the
233 presence and severity of shoulder symptoms in a normal population similar to an active-
234 duty military population. They showed that significant shoulder symptoms existed in this
235 normal population and increased with shoulder dominance. They discovered that 46% of
236 all shoulders showed some degree of pain, equating to a less than perfect score.

237 After the present work we propose the following definition: "a healthy shoulder is one
238 that allows the patient to perform all the activities they want to and either does not present
239 pain, or presents mild levels that do not require the use of analgesics, the patient themselves
240 considering their shoulder to be 'normal'." With this definition, unlike Constant's, the
241 patient does not have to score 35 points in the subjective evaluation and may obtain a
242 lower score (between 30-35). Finally, the present work identified a population with a
243 manageable size that could be representative of the population profile. The city of Madrid,
244 and the healthcare area studied exhibited this profile with very similar sex and age
245 distribution (population pyramid).^{17,18}

246

247 *Global Constant score*

248 Previous research has assumed that achieving a perfect score indicates normalcy. Our
249 results illustrate that outcome scores deviate from a perfect score even in a young, active
250 population with no shoulder symptoms or pathology with an average global Constant
251 score not reaching 100 points in any age group, which is similar to findings of other
252 researchers.^{6,7,15} This highlights the importance of gathering additional demographic
253 information when interpreting scores.

254 This study shows the clear relationship between age and decreasing Constant score for
255 the Spanish population. This agrees with similar findings in previous studies of different
256 populations,^{3,5,7,11,15} which originally noted an initial increase and maintenance of
257 shoulder function and strength with age, followed by a dramatic and steady decline in
258 women aged over 40 years and men aged over 60 years. Similarly, Grassi et al⁵ observed
259 a decreasing trend beginning at 50 years of age for men and 30 for women, and Katolik⁷
260 also noted a decrease in global Constant score and strength at 70 years. We observe a
261 deterioration in Constant scores and strength in slightly older male and female patients
262 (>75 years). The abovementioned characteristics of healthy life expectancy in our country
263 probably play a role in this regard. Previous studies on the normalization process justify
264 the overall decrease in Constant score mainly due to the decrease in strength. However,
265 in our study, the item that contributed the most to the overall score decrease with age was
266 range of motion, followed by strength (r -.4465 vs -.3955; p<.001).

267 The results of our study, like a previous study,⁶ demonstrate the difference between
268 genders (females have lower global Constant score) which confirms the need to generate
269 reference norms stratified by both characteristics: age and sex. Interestingly, as in
270 Constant's study², Yian's study,¹⁵ and as per Hardy et al,⁶ we did not detect significant
271 differences in overall scores between dominant and nondominant sides.

272 The present study has important limitations. The sample size, although much higher than
273 previously reported, was relatively small. Another limitation of the present study is the
274 potential for selection bias, and the fact that most of the patients in this study were accrued
275 from health centers, hospitals, and specialist centers. However, despite these constraints
276 as explained previously, the data reasonably reflects the target population. Finally, the
277 definition of a non-pathologic shoulder was based on patient perception as the cost of
278 MRI or ultrasound to conclusively exclude shoulder pathology in all the subjects would
279 have been non-viable.

280

281 **Conclusion**

282 Using Constant's original normal values for the calculation of the relative Constant score
283 can overestimate shoulder function. The Constant score in the Spanish population
284 decreases over the years due to decline in strength, but above all, due to decreased
285 mobility. The influence of demographic and temporal variables on Constant scores
286 emphasizes the importance of comparing a patient's function with reference scores from
287 a similar population sample.

288

289 **References**

- 290 1. Balcells-Diaz E, Daunis-I-Estadella P. Shoulder strength value differences between
291 genders and age groups. *J Shoulder Elbow Surg.* 2018 Mar;27(3):463–469.
292 doi:10.1016/j.jse.2017.10.021
- 293 2. Constant CR. *Age Related Recovery of Shoulder Function After Injury.* NUI; 1986.
- 294 3. Constant CR, Murley AH. A clinical method of functional assessment of the
295 shoulder. *Clin Orthop Relat Res.* 1987 Jan;(214):160–164.
- 296 4. Gahlot N, Rai A, Netaji J. Constant score in asymptomatic shoulders varies with
297 different demographic populations: derivation of adjusted score equation. *Clin*
298 *Shoulder Elb.* 2022 Dec;25(4):274–281. doi:10.5397/cise.2022.00864

- 299 5. Grassi FA, Tajana MS. The normalization of data in the Constant-Murley score for
300 the shoulder. A study conducted on 563 healthy subjects. *Chir Organi Mov.*
301 2003;88(1):65–73. No doi
- 302 6. Hardy RE, Sungur E, Butler C, Brand JC. The Influence of Health Perception on
303 Shoulder Outcome Measure Scores. *Clin Shoulder Elb.* 2019 Dec;22(4):173–182.
304 doi:10.5397/cise.2019.22.4.173
- 305 7. Katolik LI, Romeo AA, Cole BJ, Verma NN, Hayden JK, Bach BR. Normalization of
306 the Constant score. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery.* 2005 May;14(3):279–
307 285. doi:10.1016/j.jse.2004.10.009
- 308 8. Lopiz Y, Garríguez-Pérez D, Scarano-Pereira JP, Fuentes Ferrer ME, Arvinus C, Ponz
309 V, et al. The Spanish version of the Constant-Murley Shoulder Score: translation,
310 cultural adaptation, and validity. *J Shoulder Elbow Surg.* 2023 Jul;32(7):1348–
311 1356. doi:10.1016/j.jse.2023.01.032
- 312 9. Soldatis JJ, Moseley JB, Etninan M. Shoulder symptoms in healthy athletes: a
313 comparison of outcome scoring systems. *J Shoulder Elbow Surg.* 1997;6(3):265–
314 271. doi:10.1016/s1058-2746(97)90015-x
- 315 10. Tavakkolizadeh A, Ghassemi A, Colegate-Stone T, Latif A, Sinha J. Gender-specific
316 Constant score correction for age. *Knee Surg Sports Traumatol Arthrosc.* 2009
317 May;17(5):529–533. doi:10.1007/s00167-009-0744-x
- 318 11. Thomas M, Dieball O, Busse M. [Normal values of the shoulder strength in
319 dependency on age and gender--comparison with the constant, UCLA, ASES
320 scores and SF36 health survey]. *Z Orthop Ihre Grenzgeb.* 2003;141(2):160–170.
321 doi:10.1055/s-2003-38662
- 322 12. United Nations Development Programme. Beyond income, beyond averages,
323 beyond today: inequalities in human development in the 21st century. New York,
324 NY: United Nations Development Programme; 2019.
325 <https://hdr.undp.org/content/human-development-report-2019>
- 326 13. Walton MJ, Walton JC, Honorez LAM, Harding VF, Wallace WA. A comparison of
327 methods for shoulder strength assessment and analysis of Constant score change
328 in patients aged over fifty years in the United Kingdom. *J Shoulder Elbow Surg.*
329 2007;16(3):285–289. doi:10.1016/j.jse.2006.08.002
- 330 14. World Health Organization. World health statistics 2016: monitoring health for the
331 SDGs, sustainable development goals [Internet]. Geneva: World Health
332 Organization; 2016 [cited 2023 Dec 17]. Available from:
333 <https://iris.who.int/handle/10665/206498>
- 334 15. Yian EH, Ramappa AJ, Arneberg O, Gerber C. The constant score in normal
335 shoulders. *Journal of Shoulder and Elbow Surgery.* 2005 Mar;14(2):128–133.
336 doi:10.1016/j.jse.2004.07.003

- 337 16. Life expectancy and Healthy life expectancy [Internet]. [cited 2024 May
338 7];Available from: [https://www.who.int/data/gho/data/themes/topics/indicator-](https://www.who.int/data/gho/data/themes/topics/indicator-groups/indicator-group-details/GHO/life-expectancy-and-healthy-life-expectancy)
339 [groups/indicator-group-details/GHO/life-expectancy-and-healthy-life-expectancy](https://www.who.int/data/gho/data/themes/topics/indicator-groups/indicator-group-details/GHO/life-expectancy-and-healthy-life-expectancy)
- 340 17. Pirámide de la población empadronada en España [Internet]. [cited 2024 May
341 7];Available from: <https://www.ine.es/covid/piramides.htm>
- 342 18. Pirámides de la Población por Sexo y Edad - Ayuntamiento de Madrid [Internet].
343 [cited 2024 May 7];Available from:
344 [https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-](https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Publicaciones/Piramides-de-la-Poblacion-por-Sexo-y-Edad/?vgnextfmt=default&vgnextoid=787e6be8717b7310VgnVCM1000000b205a0aRCRD&vgnnextchannel=86cfe3e2be73a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD)
345 [Ayuntamiento/Estadistica/Publicaciones/Piramides-de-la-Poblacion-por-Sexo-y-](https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Publicaciones/Piramides-de-la-Poblacion-por-Sexo-y-Edad/?vgnextfmt=default&vgnextoid=787e6be8717b7310VgnVCM1000000b205a0aRCRD&vgnnextchannel=86cfe3e2be73a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD)
346 [Edad/?vgnextfmt=default&vgnextoid=787e6be8717b7310VgnVCM1000000b205a](https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Publicaciones/Piramides-de-la-Poblacion-por-Sexo-y-Edad/?vgnextfmt=default&vgnextoid=787e6be8717b7310VgnVCM1000000b205a0aRCRD&vgnnextchannel=86cfe3e2be73a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD)
347 [0aRCRD&vgnnextchannel=86cfe3e2be73a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD](https://www.madrid.es/portales/munimadrid/es/Inicio/El-Ayuntamiento/Estadistica/Publicaciones/Piramides-de-la-Poblacion-por-Sexo-y-Edad/?vgnextfmt=default&vgnextoid=787e6be8717b7310VgnVCM1000000b205a0aRCRD&vgnnextchannel=86cfe3e2be73a210VgnVCM1000000b205a0aRCRD)
- 348

349 **Figure and Table legends**

350 **Figure 1.** Population pyramid (age and sex distribution) of the Community of Madrid

351 (green) and National total (red). Source: <https://www.ine.es/covid/piramides.htm#>

352 **Figure 2.** Representation of the mean Constant scores, stratified by age, sex, and side.

353 **Figure 3.** Scatter plot showing age and Constant score correlation.

354 **Table 1.** Demographic data of the entire cohort.

355 **Table 2.** Distribution of Constant score by age and sex groups and for left and right
356 shoulders.

357 **Table 3.** Comparative analysis of the global Constant score according to demographic
358 variables.

359 **Table 4.** Distribution of range of motion by age and sex groups and for left and right
360 shoulders.

361 **Table 5.** Distribution of exerted abduction force in kilograms by age and sex groups, and
362 for left and right shoulders.

363 **Table 6.** Constant score comparison between published normalized data in every age
364 group.

| | |
|-----------------------------------|-------------------------|
| Sex, male / female | 39.6 (200) / 60.4 (305) |
| Age, years** | 52.31 ± 18.57 |
| Age groups* | |
| 18 – 30 | 18.4 (93) |
| 31 – 45 | 16.4 (83) |
| 46 – 60 | 29.8 (150) |
| 61 – 75 | 23.7 (120) |
| >75 | 11.6 (59) |
| Handedness* | |
| <i>right-handed / left-handed</i> | 93.7 (473) / 6.3 (32) |
| Educational level* | |
| Primary | 25.3 (128) |
| Secondary | 26 (131) |
| Tertiary | 48.7 (246) |
| Employment* | |
| Manual worker | 31 (157) |
| Office worker | 26.8 (135) |
| Homemaker/housewife | 5.9 (30) |
| Retired | 21.6 (109) |
| Unemployed | 4.2 (21) |
| Student | 10.5 (53) |

*Qualitative variables are expressed as “percentage (n° of subjects)”. **Quantitative variables are expressed by “mean ± standard deviation.”

| Age group | Male | | Female | |
|------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | <i>Right</i> | <i>Left</i> | <i>Right</i> | <i>Left</i> |
| 18 – 30 | 99.16 ± 3.02 | 99.16 ± 3.08 | 90.14 ± 5.01 | 90.15 ± 4.10 |
| 31 – 45 | 95.42 ± 5.32 | 96.37 ± 5.15 | 87.38 ± 6.15 | 87.54 ± 5.64 |
| 46 – 60 | 91.96 ± 10.47 | 93.51 ± 7.12 | 84.33 ± 8.37 | 84.57 ± 8.42 |
| 61 – 75 | 90.32 ± 7.64 | 91.03 ± 8.16 | 81.74 ± 6.63 | 81.98 ± 7.03 |
| >75 | 84.75 ± 7.60 | 82.99 ± 8.13 | 75.41 ± 9.58 | 75.23 ± 8.14 |

Results are expressed as “mean ± standard deviation”

| | Constant score | p value |
|------------------------------------|-------------------------|---------|
| Sex, male / female | 92.6 ± 8.5 / 84.5 ± 8.2 | < .0001 |
| Side, right / left | 87.6 ± 9.4 / 87.9 ± 9.1 | .6033 |
| Handedness, right / left | 87.5 ± 9.3 / 90.5 ± 7.0 | .0140 |
| Dominant shoulder, yes / no | 87.6 ± 9.3 / 87.9 ± 9.1 | .6864 |
| Diabetes, yes / no | 84.5 ± 9.3 / 88.1 ± 9.1 | .0001 |
| Hypothyroidism, yes / no | 86.8 ± 6.9 / 87.8 ± 9.3 | .3408 |
| Highest level of Education | | |
| Primary | 82.7 ± 10.9 | |
| Secondary | 87.6 ± 8.6 | < .0001 |
| Tertiary | 90.2 ± 7.2 | |
| Employment | | |
| Manual labor | 87.7 ± 10.2 | |
| Office work | 89.7 ± 7.0 | |
| Domestic work | 82.9 ± 8.2 | < .0001 |
| Retiree | 83.5 ± 9.3 | |
| Unemployment | 85.1 ± 8.4 | |
| Student | 94.8 ± 5.2 | |

Total Constant scores are expressed as “mean ± standard deviation” for each group. Student “t” was used to test variables with two groups. sANOVA was used for variables with more than two groups, except for the “Employment” variable, in which the Kruskal Wallis test was used since the Levene’s test showed asymmetry of variances between groups in this variable.

| Age group | Male | | | | Female | | | |
|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| | Right | | Left | | Right | | Left | |
| | F | A | F | A | F | A | F | A |
| 18 – 30 | 172 ± 10 | 171 ± 9 | 171 ± 10 | 10 ± 1 | 173 ± 9 | 170 ± 11 | 174 ± 9 | 172 ± 10 |
| | ER 10 ± 0 | IR 9.8 ± 1 | ER 10 ± 0 | IR 9.9 ± 0.5 | ER 10.0 ± 0.3 | IR 9.9 ± 0.4 | ER 9.9 ± 0.4 | IR 10.0 ± 0.3 |
| 31 – 45 | 166 ± 11 | 162 ± 12 | 165 ± 10 | 159 ± 14 | 166 ± 13 | 164 ± 13 | 168 ± 10 | 164 ± 16 |
| | ER 9.8 ± 0.6 | IR 9.2 ± 1 | ER 9.9 ± 0.4 | IR 9.6 ± 0.8 | ER 9.7 ± 0.9 | IR 9.6 ± 0.8 | ER 9.8 ± 0.6 | IR 9.8 ± 0.7 |
| 46 – 60 | 165 ± 14 | 159 ± 17 | 165 ± 12 | 159 ± 16 | 163 ± 17 | 159 ± 20 | 161 ± 17 | 160 ± 19 |
| | ER 9.4 ± 1.4 | IR 8.8 ± 1.2 | ER 9.5 ± 1.1 | IR 9.3 ± 1.2 | ER 9.3 ± 1.4 | IR 9.0 ± 1.5 | ER 9.3 ± 1.1 | IR 9.4 ± 1.2 |
| 61 – 75 | 165 ± 13 | 161 ± 18 | 163 ± 13 | 159 ± 16 | 161 ± 14 | 157 ± 18 | 159 ± 17 | 157 ± 21 |
| | ER 9.4 ± 1.4 | IR 8.4 ± 1.4 | ER 9.3 ± 1.3 | IR 9.2 ± 1.2 | ER 8.9 ± 1.7 | IR 8.7 ± 1.4 | ER 9.2 ± 1.4 | IR 9.1 ± 1.3 |
| > 75 | 155 ± 13 | 147 ± 15 | 156 ± 11 | 147 ± 16 | 152 ± 16 | 145 ± 22 | 148 ± 17 | 144 ± 20 |
| | ER 8.7 ± 1.3 | IR 8.4 ± 1.3 | ER 8.4 ± 1.1 | IR 8.7 ± 1.2 | ER 7.9 ± 1.9 | IR 8.2 ± 1.6 | ER 7.6 ± 1.9 | IR 8.9 ± 1.4 |

F: flexion. A: abduction. ER: external rotation. IR: internal rotation.

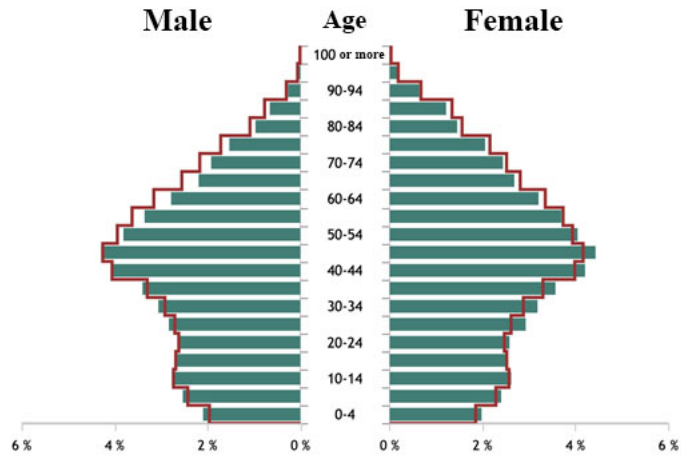
All measurements are expressed as “mean \pm standard deviation”. Flexion and abduction are expressed in degrees of range of motion, while rotations (since they were evaluated functionally and quantitatively) are expressed as a score from 0 to 10 according to the functional gestures described in the Constant score.

Journal Pre-proof

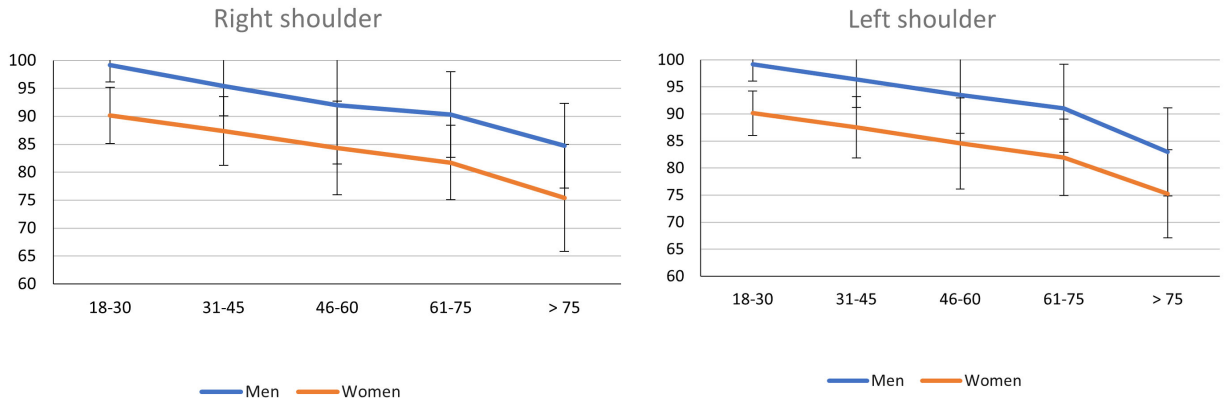
| Age group | Male | | Female | |
|------------------|--------------|-------------|---------------|-------------|
| | <i>Right</i> | <i>Left</i> | <i>Right</i> | <i>Left</i> |
| 18 – 30 | 14.7 ± 3.4 | 14.3 ± 3.0 | 7.4 ± 2.0 | 7.2 ± 1.9 |
| 31 – 45 | 12.3 ± 3.4 | 12.3 ± 3.3 | 6.7 ± 1.6 | 6.5 ± 1.8 |
| 46 – 60 | 10.4 ± 3.3 | 10.5 ± 3.2 | 6.1 ± 1.8 | 6.0 ± 1.9 |
| 61 – 75 | 9.2 ± 2.9 | 9.1 ± 2.7 | 5.7 ± 1.6 | 5.1 ± 1.6 |
| > 75 | 7.0 ± 2.0 | 6.6 ± 2.3 | 4.0 ± 1.2 | 4.0 ± 1.2 |

Results are expressed as “mean ± standard deviation” in kilograms

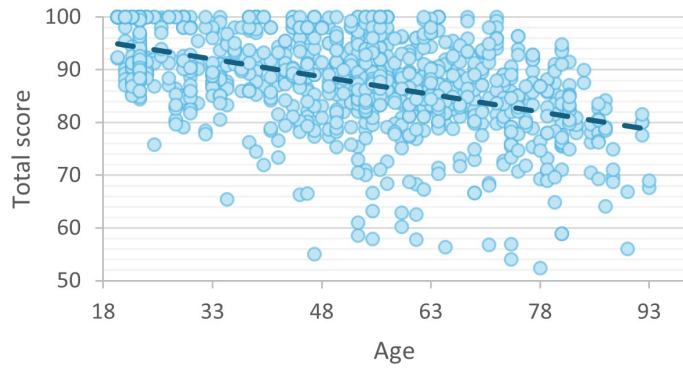
| Age group | Male | | | | | | Female | | | | | |
|--------------|-----------------------|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------|-----------------------|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------|
| | Constant ^x | Yian ^x | Katolik ^x | Tavak. ^x | Gahlot ^x | Lopiz | Constant ^x | Yian ^x | Katolik ^x | Tavak. ^x | Gahlot ^x | Lopiz |
| 18-30 | 98 | 94 | 95 | 94 | 87 | 99 | 97 | 85 | 88 | 85 | 86 | 90 |
| 31-40 | 93 | 94 | 95 | 94 | 87 | 97 | 90 | 86 | 87 | 85 | 84 | 88 |
| 41-50 | 92 | 93 | 96 | 94 | 87 | 95 | 80 | 85 | 86 | 86 | 82 | 86 |
| 51-60 | 90 | 91 | 94 | 92 | 85 | 92 | 73 | 83 | 84 | 86 | 82 | 84 |
| 61-70 | 83 | 90 | 92 | 91 | 84 | 91 | 70 | 82 | 83 | 83 | 81 | 83 |
| 71-80 | 75 | 86 | 88 | 78 | 81 | 88 | 69 | 81 | 81 | 80 | 75 | 76 |
| >80 | 75 | 86 | 88 | 78 | 81 | 81 | 69 | 81 | 81 | 80 | 75 | 76 |



Journal Pre-proof



Journal Pre-proof



Anexo 8. Comunicación oral de las fases I y II de la tesis doctoral, presentada en el XVII congreso de la Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo (SECHC), celebrado en Valencia entre los días 6 y 8 de marzo de 2024. La comunicación fue incluida entre las mejores comunicaciones del congreso y optó al premio de mejor comunicación. En este anexo se incluyen el certificado de la comunicación y el programa del congreso en el que se certifica su inclusión dentro de las mejores comunicaciones.

XVII CONGRESO SECHC

Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo

Los Presidentes del XVII Congreso SECHC certifican que

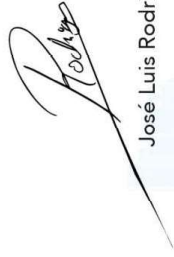
Garríguez Pérez, Daniel⁽¹⁾; Lopiz Morales, Yaiza⁽¹⁾; Scarano Pereira, Juan Pablo⁽¹⁾; Ponz Lueza, Virginia⁽¹⁾; García Fernández, Carlos⁽¹⁾; Marco Martínez, Fernando⁽¹⁾;
han participado en el trabajo

La Versión Española De La Escala Constant: Traducción, Adaptación Transcultural Y Validación

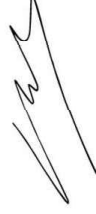
En la modalidad

Comunicación Oral

En el XVII Congreso SECHC, celebrado los días 6, 7 y 8 de marzo de 2024 en Valencia con una duración de 17 horas lectivas



José Luis Rodrigo



José Enrique Aroca

 acumed®


30 años
SECHC
Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo

6 - 7 - 8 Marzo 2024
VALENCIA



Actividad acreditada por el Consejo Catalán de Formación Continuada de las Profesiones Sanitarias - Comisión de Formación Continuada del Sistema Nacional de Salud
09/036689-AMD 1.2 créditos

XVII CONGRESO SECHC

Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo

VALENCIA

6-7-8 DE MARZO 2024

30 años
SECHC
Sociedad Española de Cirugía de Hombro y Codo



(1) Jefe de unidad de Hombro, Departamento de cirugía ortopédica, Hospital Universitario Bellvitge (L'Hospitalet de Llobregat, Barcelona) y Director de Master Fellowship Hospital universitario Bellvitge, Universidad de Barcelona, España. (2) Hospital Clínico Herminda Martín de Chillan, Chile. (3) Tecnológico de Monterrey, Escuela de medicina y ciencias de la salud, Monterrey, Mexico (4) Master fellowship en cirugía de hombro Universidad de Barcelona, Departamento de cirugía ortopédica, Hospital Universitario Bellvitge (L'Hospitalet de Llobregat, Barcelona) (5) Unidad de Hombro, Departamento de cirugía ortopédica, Hospital Universitario Bellvitge (L'Hospitalet de Llobregat, Barcelona)

◦ **Resultados a largo plazo y complicaciones del tratamiento quirúrgico de las luxaciones acromioclaviculares agudas. ¿Realmente importa la técnica?**

Presentador: **Luis Palacios. Hospital Universitario La Paz. Madrid.**

Antuña, Samuel(1) Navarro, Natalia(1) Palacios, Luis (1) Vaquero, Alfonso(1) Barco, Raul(1)

(1) Hospital Universitario La Paz

◦ **Desarrollo de un simulador de hombro en cadáver para movimiento dinámico multiplanar. Estudio preliminar.**

Presentador: **Antonio Arenas Miquelez. Macquarie University Hospital**

Arenas Miquelez, Antonio(1) Raniga, Sumit(2) Axford, David(3) Appleyard, Richard(4) Bokor, Desmond(2) Ferreira, Louis(3)

(1,2) Macquarie University Hospital (3) Department of Mechanical and Materials Engineering, Western University, London, ON N6A 3K7, Canada (4) Faculty of Medicine, Health and Human Sciences, Macquarie University, Sydney, NSW 2109, Australia

◦ **Hidrodilatación para el tratamiento de la capsulitis adhesiva en pacientes diabéticos. ¿Añadir corticoides o no?**

Presentador: **Petrea Iftimie Iftimie. Hospital Sant Pau i Santa Tecla. Tarragona**

Iftimie Iftimie, Petrea(1) Gebelli Jove, Joan Tomas(1) Barreiro Pensado, Carmen(1) Urrutia, Ricardo (1) Buñuel Viñau, Antonio(1)

(1) Hospital Sant Pau i Santa Tecla, Tarragona

15:45h-16:15h - THE BEST OF THE BEST!

LAS MEJORES COMUNICACIONES ORALES DEL CONGRESO. PARTE II

Moderadores: **Y. Lópiz - M. Flores**

◦ **Resultados a largo plazo del Latarjet artroscópico frente a la reparación artroscópica de Bankart en la inestabilidad anterior de hombro.**

Presentador: **Cristina Delgado del Caño. Hospital Universitario Fundación Jiménez Díaz. Madrid**

Delgado del Caño, Cristina(1) Valencia Mora, María(1) Martínez Catalán, Natalia(1) Calvo, Emilio (1)

(1) Hospital universitario Fundación Jiménez Díaz

◦ **La versión española de la escala Constant: traducción, adaptación transcultural y validación.**

Presentador: **Daniel Garríguez. Hospital Clínico San Carlos. Madrid**

Garríguez Pérez, Daniel(1) López Morales, Yaiza(1) Scarano Pereira, Juan Pablo(1) Ponz Lueza, Virginia(1) García Fernández, Carlos(1) Marco Martínez, Fernando(1)

(1) Hospital Clínico San Carlos. Madrid

◦ **Factores socioeconómicos y fracturas de húmero proximal; ¿importa el precio de la vivienda de los pacientes?**

Presentador: **Mónica Salomo Doménech. Consorcio Corporación Sanitaria Parc Taulí**

Salomó Domenech, Mónica(1) Acerboni Flores, Francesc(1) Rodereda Puigdemasa Josep(1) Miquel Noguera, Joan(1)

(1) Consorci Corporació Sanitària Parc Taulí

16:15h-16:45h - Charla Magistral

TODO SOBRE LA INESTABILIDAD DEL HOMBRO. DESDE EL BANKART HASTA EL LATARJET. ¿CUÁNDO LOS INDICO Y CÓMO LOS REALIZO?

R. Delaney

16:45h-17:00h - Acto conmemorativo 30 aniversario SECHC. J. Bruguera

17:00h-17:30h - Visita tu stand comercial

17:30h-19:00h - SIMPOSIO

ARTROPLASTIAS COMPLEJAS DE HOMBRO Y DE REVISIÓN

Moderadores: *J.L. Rodrigo - F. Marco - J. Massons*

10' Utilidad de la realidad aumentada en las artroplastias complejas de hombro - *R. Ravera*

10' Papel de las artroplastias de revisión en las fracturas peri-implante de hombro - *N. Bonneville*

10' Recambios de prótesis, de anatómica a inversa. ¿Qué hay que tener en cuenta? - *P. Paladini*

10' Utilidad de la modularidad en los recambios complejos de hombro - *J.L. Rodrigo*

10' Manejo del componente glenoideo en las artroplastias complejas de hombro - *H. Bloch*

10' Cirugía de Revisión de la Inestabilidad Protésica: Causas y Soluciones - *F. Marco*

30' Discusión

19:00h - ASAMBLEA SECHC

Anexo 9. Comunicación oral de las fases I y II de la tesis doctoral, presentada en el XV congreso de la Sociedad Española de Traumatología del Deporte (SETRADE), celebrado en Coruña entre los días 23 y 24 de marzo de 2023. En este anexo se incluye el certificado de la comunicación.



23-24 Marzo 2023

El Comité Científico del XV Congreso SETRADE certifica que los autores

Garríguez Pérez, Daniel⁽¹⁾; Lópiz Morales, Yaiza⁽¹⁾; Scarano Pereira, Juan Pablo⁽¹⁾; Ponz Lueza, Virginia⁽¹⁾; García Fernández, Carlos⁽¹⁾; Marco Martínez, Fernando⁽¹⁾;

La Versión Española De La Escala Constant: Traducción, Adaptación Transcultural Y Validación

En la modalidad:

Comunicación Oral

en el **XV Congreso SETRADE**, celebrado los días 23 y 24 de marzo de 2023 en La Coruña con una duración de 18 horas lectivas.

A Coruña, 24 de marzo de 2023.

D. Rafael Arriaza
Presidente del
XV Congreso SETRADE

Organiza:



Solicitada acreditación
a la CFC

Anexo 10. Comunicación oral de las fases I y II de la tesis doctoral, presentada en el 60 congreso de la Sociedad Española de Cirugía Ortopédica y Traumatología (SECOT), celebrado en Coruña entre los días 27 y 29 de septiembre de 2023. En este anexo se incluye el certificado de la comunicación.

6 CONGRESO SECOT

LA SOCIEDAD ESPAÑOLA DE CIRUGÍA ORTOPÉDICA Y TRAUMATOLOGÍA

El Comité Científico del 60 Congreso Nacional de la Sociedad Española de Cirugía Ortopédica y Traumatología celebrado en Salamanca los días 27, 28 y 29 de septiembre de 2023

CERTIFICA QUE:

La siguiente **comunicación oral** ha sido aceptada y presentada en el congreso:

LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA CONSTANT: TRADUCCIÓN, ADAPTACIÓN TRANSCULTURAL Y VALIDACIÓN

Autor/a principal: DANIEL GARRÍGUEZ PÉREZ

Colaboradores: YAIZA LOPIZ MORALES, VIRGINIA PONZ LUEZA, CARLOS GARCIA FERNANDEZ, FERNANDO MARCO MARTINEZ

Hospital: HOSPITAL UNIVERSITARIO CLÍNICO SAN CARLOS (MADRID)

En Salamanca, 29 de septiembre de 2023



Xavier Martín Oliva
Presidente de la SECOT



Juan F. Blanco
Presidente del Comité Organizador



SECOT

SOCIEDAD ESPAÑOLA DE CIRUGÍA
ORTOPÉDICA Y TRAUMATOLOGÍA

FUNDACIÓN SECOT

Anexo 11. Comunicación oral de la fase III de la tesis doctoral, presentada en el 61 congreso de la Sociedad Española de Cirugía Ortopédica y Traumatología (SECOT), celebrado en Granada entre los días 2 y 4 de octubre de 2024. En este anexo se incluye el certificado de la comunicación.

61 CONGRESO secot

LA SOCIEDAD ESPAÑOLA DE CIRUGÍA ORTOPÉDICA Y TRAUMATOLOGÍA

El Comité Científico del 61 Congreso Nacional de la Sociedad Española de Cirugía Ortopédica y Traumatología celebrado en Granada los días 2,3 y 4 de octubre de 2024.

CERTIFICA QUE:

La siguiente comunicación oral ha sido aceptada y presentada en el congreso:

VALORES NORMALES DE LA ESCALA CONSTANT EN LA POBLACIÓN ESPAÑOLA

Autor/a principal: DANIEL GARRÍGUEZ PÉREZ

Colaboradores: YAIZA LOPIZ MORALES, MARTA ECHEVARRÍA MARÍN, CARLOS GARCIA FERNANDEZ, FERNANDO MARCO MARTINEZ

Hospital: HOSPITAL UNIVERSITARIO CLÍNICO SAN CARLOS (MADRID)

En Granada, 4 de octubre de 2024



Xavier Martín Oliva
Presidente de la SECOT



Manuel Zabala Gamarra
Presidente del Comité Organizador