

## ORIGINAL

# Validación del test de movilidad en flexión-extensión de tobillo para la articulación tibioperonea superior comparado con radiología

Raúl José Luis Bazzolo\*, CO, y Laura Legal, DO, PhD

Escuela Osteopática, Buenos Aires, Argentina

Recibido el 15 de mayo de 2010; aceptado el 5 de julio de 2010

### PALABRAS CLAVE

Validez test  
articulación;  
Movilidad tobillo  
superior;  
Radiografía;  
Peroné

### Resumen

**Introducción:** El test de movilidad en flexión-extensión de tobillo (TMFET) para la articulación tibioperonea superior (TPS) es utilizado por los osteópatas para determinar lesiones en esa zona. La evaluación científica requiere de la comparación de los resultados de los exámenes con pruebas de referencia, como radiografías.

**Objetivo:** Demostrar que la utilización diagnóstica del TMFET para la articulación TPS presenta fiabilidad y validez operativa cuando se aplica con exactitud y precisión, corroborado con imágenes radiológicas.

**Material y métodos:** Tres operadores entrenados evaluaron un grupo de estudio de 51 individuos, compuesto por 30 (58,82%) mujeres y 21 (41,18%) varones, de los cuales 33 (64,71%) se incluyeron como sintomáticos y 18 (35,29) como asintomáticos.

**Resultados:** Se realizaron placas radiológicas de la TPS en flexión y extensión de tobillo, 19 (37,25%) de esas presentan disfunción y 32 (62,74%) no la presentaron. Al comparar las observaciones con los resultados de las radiografías, no difieren en la zona ( $p = 0,05$ ). Al comparar el TMFET con los resultados de las radiografías, se acepta la hipótesis nula ( $p > 0,05$ ) y, por lo tanto, las diferencias entre el observador y la radiografía se deben al azar.

**Conclusiones:** El TMFET para la articulación TPS confirma la presencia de lesión osteopática con una sensibilidad del 85% y una especificidad del 73,33%. Una seguridad dada por un valor predictivo positivo de 69,99% y un valor predictivo negativo de 86,85%. La algometría de presión en la zona de la cabeza del peroné y el test dedos-suelo no brindan información pertinente para el diagnóstico. Con un operador entrenado, la prueba permite un diagnóstico económico y evita irradiar al paciente.

© 2010 Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

\*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: bazzoloquiroy@yahoo.com.ar (R.J.L. Bazzolo).

#### KEYWORDS

Joint test validity;  
Upper ankle mobility;  
X-rays;  
Fibula

### Validation of the ankle tibiofibular flexion-extension test compared to radiology

#### Abstract

**Introduction:** The ankle flexion-extension test for STFJ (superior tibiofibular joint) is used by osteopaths to identify lesions at that level. Scientific evaluation requires the comparison of test results to referential tests, such as radiographs.

**Aim:** To show that the diagnostic use of the mobility test in the ankle flexo-extension for the superior tibiofibular joint shows reliability and operational validity when applied with accuracy and precision, supported by X-ray images.

**Material and methods:** Three trained operators evaluated a study group of 51 individuals, consisting of 30 (58.82%) female subjects and 21 (41.18%) male subjects, of which 33 (64.71%) were included as symptomatic and 18 (35.29) asymptomatic.

**Results:** X-rays taken of the STFJ in ankle flexion and extension, of which 19 (37.25%) showed dysfunction and 32 (62.74%) did not. Comparing the observations with the results of X-rays, there were no differences in the area ( $P=.05$ ). Comparing the ankle flexion-extension mobility test with the x-ray results, the null hypothesis ( $P>.05$ ) is accepted and therefore, the differences between the observer and the Rx is due to chance.

**Conclusions:** The ankle flexion-extension test for STFJ confirms the presence of an osteopathic lesion with a sensitivity of 85% and specificity 73.33%. An assurance by a positive predictive value of 69.99% and a negative predictive value of 86.85%. The pressure algometry on the head of the fibula and the finger-floor test do not provide relevant information for diagnosis. With a trained operator, the test allows a low cost diagnosis and avoids radiation exposure to the patient.

© 2010 Elsevier España, S.L. All rights reserved.

## Introducción

Las disfunciones en la zona de la articulación tibioperonea superior (TPS) forman parte de las cadenas lesionales y son comunes en los esguinces de tobillo. El test de movilidad en flexo-extensión del tobillo (TMFET) para la articulación TPS es una de las maneras en que podemos identificar la lesión. No se ha encontrado ninguna referencia bibliográfica sobre su validación. El campo donde nos manejamos como osteópatas debe dejar de ser empírico, debemos sumarnos a la comunidad científica con relevancia. Son múltiples los estudios que evalúan los test diagnósticos utilizados en terapia manual<sup>1-4</sup>. La validación de estos es necesaria para justificar técnicas o protocolos de tratamiento<sup>5</sup>. Una prueba se considera fiable si proporciona información precisa, concreta y reproducible. Un test posee validez diagnóstica si tiene la capacidad de discriminar entre pacientes con y sin una alteración específica<sup>6</sup>. La evaluación científica de la utilidad clínica del test y las mediciones requiere de la comparación de los resultados de los exámenes con pruebas de referencia, como estudios radiográficos (que representan la medición más cercana con la verdad). Con el uso de métodos estadísticos del campo de la epidemiología, puede calcularse la validez diagnóstica de la prueba, esto es, su capacidad para determinar qué pacientes tienen la alteración y cuáles no<sup>7</sup>.

La disfunción osteopática es la limitación de la movilidad que afecta a una o más articulaciones. Las pruebas de movilidad nos indicarán esas limitaciones, deberán practicarse sistemáticamente después de cada técnica de corrección y ofrecerán una idea precisa del éxito de esta técnica<sup>8</sup>. La restricción de la movilidad es el componente más habitual de la disfunción somática<sup>9</sup>.

La finalidad de la prueba de movilidad es poner en evidencia una fijación articular, una hipomovilidad. La lesión osteopática o disfunción somática corresponde a una disparidad tridimensional de movilidad de un elemento conjuntivo, sea el que fuere. Esta disfunción somática se caracteriza por una restricción de movilidad, casi siempre dolorosa, en uno o varios de los parámetros fisiológicos de movimiento<sup>10</sup>.

El presente estudio pretende, a través de la evidencia científica, objetivar la validez de este test de movilidad comparándolo con placas radiológicas.

## Material y métodos

### Diseño del estudio

Observacional, descriptivo, transversal, con tres terapeutas a doble ciego, en pacientes que llegan a la consulta, no aleatorizados. Los pacientes no saben en qué grupo están. Los examinadores no saben si el sujeto pertenece al grupo sintomático o asintomático.

### Hipótesis

La aplicación del TMFET confirma la presencia de la disfunción en la TPS.

### Objetivo

Demostrar que la utilización diagnóstica del TMFET para la articulación TPS presenta fiabilidad y validez operativa cuando se aplica con exactitud y precisión, hecho corroborado con imágenes radiológicas.

## Sujetos

La población de estudio está formada por 51 adultos jóvenes, con edades comprendidas entre los 20 y los 45 años, que aceptan libre y voluntariamente participar, con dolor en la zona de la articulación TPS<sup>11</sup>, gonalgia no tributaria de cirugía<sup>12</sup>, antecedente de esguince de tobillo<sup>13</sup>, dolor externo de rodilla e inestabilidad de tobillo según Ricard (2003)<sup>10</sup>, y dolor postero-externo<sup>14</sup>.

Se excluyó a los sujetos con cirugía previa de la rodilla, tobillo y cadera de ese lado, lesión de alguno de los ligamentos, meniscos, tendones y músculos de la rodilla, con prótesis de rodilla, cadera, o elementos de osteosíntesis en los miembros inferiores, artrosis y artritis local o sistémica.

## Intervenciones diagnósticas

### Realización de placas radiográficas en flexión y extensión del tobillo

Se utiliza un equipo radiográfico Toshiba (400, Israel), con clichés estáticos, de frente en proyección anteroposterior<sup>15</sup> y en decúbito dorsal a 90° (tamaño 24 × 30 cm; sensibilidad 300; DEP 80 cm) y unos valores de exposición de 50 Kv. Pidiendo a los sujetos que mantuvieran los pies fuera de la mesa, se obtienen ambas radiografías de la rodilla derecha, que permitirían detectar la presencia de lesión por la restricción del movimiento, pero no reconocer si la lesión es de superioridad o de inferioridad.

### Test de movilidad en flexo-extensión del tobillo para la articulación tibioperonea superior

Este test de movilidad cuantifica la amplitud de movimiento articular<sup>16</sup> y se realizó en decúbito supino con los pies fuera de la camilla. El operador, situado a la izquierda, con los dedos índices, mayor y anular de la mano izquierda, localizó la cabeza del peroné para percibir su movimiento o limitación durante la flexo-extensión.

### Valoración del umbral de presión para el registro algométrico

Con el sujeto en decúbito supino, se colocó el algómetro Wagner (FDX 25, Wagner Instruments, Greenwich, EE.UU.) sobre la cara externa de la cabeza del peroné; la otra mano estabilizó la rodilla, en forma horizontal, perpendicular al eje longitudinal del hueso, ejerciendo una presión progresiva. Se consideró el nivel de presión mínimo para estimular los nociceptores y los valores fueron expresados en kg/cm<sup>2</sup>. Los métodos objetivos para evaluar la sensibilidad al dolor muscular se consideran importantes porque la fiabilidad de la evaluación manual es generalmente escasa<sup>17,18</sup>. Se debe tener en cuenta el posible sesgo introducido por los examinadores<sup>19,20</sup>. En todos ellos, los pacientes deben avisar en el momento que se inicie el dolor (umbral del dolor a la presión [UDP]<sup>21</sup>).

### Test dedos suelo

El sujeto permaneció de pie, con las rodillas extendidas y los pies separados a la anchura de los hombros, manteniendo una flexión máxima del tronco con los brazos y las palmas de las manos extendidas caudalmente sobre una regla milimetrada existente sobre el cajón de antropometría,

descrito por Aparicio (2009)<sup>18</sup>. Los valores positivos serán todos aquellos que sobrepasen la línea de la planta de los pies<sup>22-24</sup>.

### Escaneo de radiografías

Mediante un escáner Epson Stylus (CX 3700, Seiko Epson Corporation, Indonesia).

### Medición de las radiografías

Con el software AutoCad<sup>25</sup> (2006, Autodesk, EE.UU.), se mide la distancia entre dos paralelas horizontales que cruzan una en el extremo de la estiloides y por la meseta tibial. La variación en la interpretación de las imágenes representa el área más débil de las imágenes clínicas<sup>26,27</sup>.

## Análisis estadístico

Se utilizó el programa informático SPSS (Statistics 17.0, SPSS Inc., Chicago, EE. UU.). Para la evaluación de la confiabilidad en la clasificación de la disfunción entre los tres evaluadores se utilizó la medida de acuerdo de kappa. Para el análisis de la igualdad entre los grupos de pacientes sintomáticos y asintomáticos:

- Para la comparación por edad se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov y para el análisis de las diferencias de edad entre ambos grupos se utilizó la prueba de la t de Student.
- Se utilizó la prueba de la  $\chi^2$  para la comparación de composición por sexo entre ambos grupos. En el análisis comparativo de las observaciones con los resultados de las radiografías, la medida de acuerdo de kappa se asoció al TMFET con las radiografías mediante la prueba de McNemar y se clasificaron las disfunciones con las radiografías con la prueba de homogeneidad marginal. Se analizó también la asociación entre cada observador y las radiografías con el coeficiente de contingencia.

### Procedimiento de actuación

1. Selección del paciente. Presentación de nota informativa sobre el estudio.
2. Determinar los criterios de inclusión y de exclusión.
3. Firma del consentimiento informado.
4. Determinación del grupo al que pertenece el sujeto.
5. Realización de placas radiográficas.
6. El examinador 1 pasa a la sala, donde espera el sujeto.
7. Realización del TMFET.
8. Medición del dolor en la zona de la cabeza del peroné.
9. Realización del test dedos-suelo.
10. Confección de la planilla de recolección de datos. Entrega de ésta al investigador.
11. Repetición de los pasos 6, 7, 8, 9 y 10 por los examinadores 2 y 3.
12. Recogida de resultados de los examinadores y de las radiografías, por parte del investigador.
13. Escaneo de las radiografías.
14. Tratamiento estadístico de los datos recogidos.

## Consideraciones éticas

Se tuvieron en cuenta los principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos, adoptados por la

18.<sup>a</sup> Asamblea Médica Mundial (AMM) en Helsinki, Finlandia, en junio de 1964, con su última revisión, en la 59.<sup>a</sup> asamblea general de la AMM en Seúl, Corea, en octubre de 2008, y la Ley 25.326 de protección de los datos personales de salud en vigencia en Argentina.

## Resultados

La prueba de Kolmogorov-Smirnov, para evaluar la hipótesis de distribución normal de las edades, ofrece valores de  $z$  para la población total de 1,178, con un nivel de probabilidad para la hipótesis nula de  $p = 0,125$ ; para el grupo sintomático estos valores son de 1,080 y 0,194, respectivamente. Al mismo tiempo, para el grupo asintomático los valores correspondientes se sitúan en 0,742 y 0,641, por lo que en todos los casos no se rechaza la hipótesis nula al nivel ( $p = 0,05$ ).

En la prueba de la  $t$  Student, para evaluar si hay diferencias significativas de las edades entre los grupos sintomáticos y asintomáticos, la cantidad de desvíos  $t$  es de 0,28 y el nivel de probabilidad para la hipótesis nula de  $p = 0,78$ , por lo que la diferencia de edad entre los grupos no es significativa.

La prueba de la  $\chi^2$ , para evaluar si hay diferencias significativas en la composición por sexo, entre los grupos sintomáticos y asintomáticos, nos ofrece un valor de 2,062, con un nivel de probabilidad para la hipótesis nula de  $p = 0,151$ . Por lo tanto, las diferencias no son significativas al nivel de  $p = 0,05$ .

Al comparar la confiabilidad en la clasificación de la disfunción entre los tres observadores a través del índice kappa, vemos que el rango de comparación entre los observadores 1 y 2 da un valor de kappa = 0,843, con un nivel de probabilidad para la hipótesis nula de  $p = 0,000$ , lo que se repite entre los observadores 1 y 3 (kappa = 0,658;  $p = 0,000$ ) y entre los observadores 2 y 3 (kappa = 1,000;  $p = 0,000$ ), por lo que las clasificaciones son confiables, ya que no superan el nivel de significación establecido.

En la tabla 1 se ofrecen los resultados de la comparación de las observaciones con las radiografías mediante los valores del índice kappa.

En la tabla 2 se ofrecen los resultados de la comparación del test con las radiografías mediante la prueba de McNemar.

La prueba para comprobar si cada examinador clasifica la disfunción correctamente, comparado con la radiografía a través de la prueba de homogeneidad marginal (HM) para el observador 1 y la radiografía, ofrece unos valores de 2,309 ( $p = 0,021$ ), mientras que para el observador 2 y la radiografía estos valores se sitúan en 1,000 ( $p = 0,317$ ) y para el observador 3 y radiografía el valor de HM fue 0,577 ( $p = 0,564$ ), con lo que se puede afirmar que en los observadores 2 y 3 se acepta la hipótesis nula, que dice que no hay diferencias entre el observador y la radiografía.

En la evaluación de la intensidad de la asociación entre el observador 1 y la radiografía el coeficiente de contingencia fue de 0,494, para el observador 2 de 0,354, y para el observador 3 de 0,661, con unos valores de significación de 0,000. En los tres casos el nivel de significación no supera  $p = 0,05$  aunque hay mayor intensidad con el observador 3, después el 1 y por último el 2.

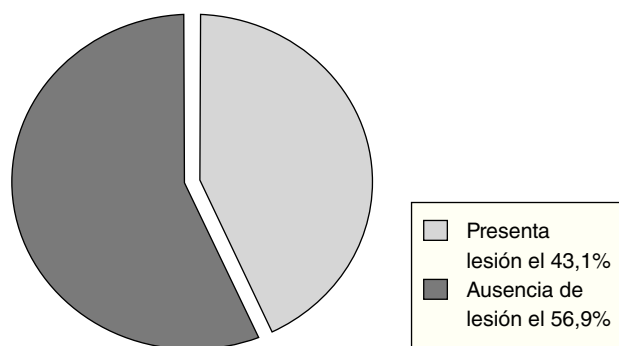
**Tabla 1** Comparación de las observaciones de cada observador con radiografía mediante el índice kappa

Rango de comparación	Valor de kappa	p
Observador 1 y radiografía	0,541	0,000
Observador 2 y radiografía	0,374	0,007
Observador 3 y radiografía	0,879	0,000

**Tabla 2** Comparación de los resultados de cada observador en el test con la radiografía mediante la prueba de McNemar

Rango de comparación	Valor de McNemar
Observador 1 y radiografía	0,039
Observador 2 y radiografía	0,454
Observador 3 y radiografía	1,000

En los observadores 2 y 3 se acepta la hipótesis nula que dice que no hay diferencias entre el observador y la radiografía.



**Figura 1** Porcentaje de presencia de lesión en la muestra según la radiografía.

El grupo de estudio de 51 individuos estuvo integrado por 30 (58,82%) mujeres y 21 (41,18%) varones. Mediante el TMFET, 33 (64,71%) individuos se clasificaron como sintomáticos y 18 (35,29) sujetos como asintomáticos. Utilizando la prueba de referencia (prueba de oro), en este caso la radiografía, 22 sujetos presentaron disfunción y 29 sujetos no la presentaron.

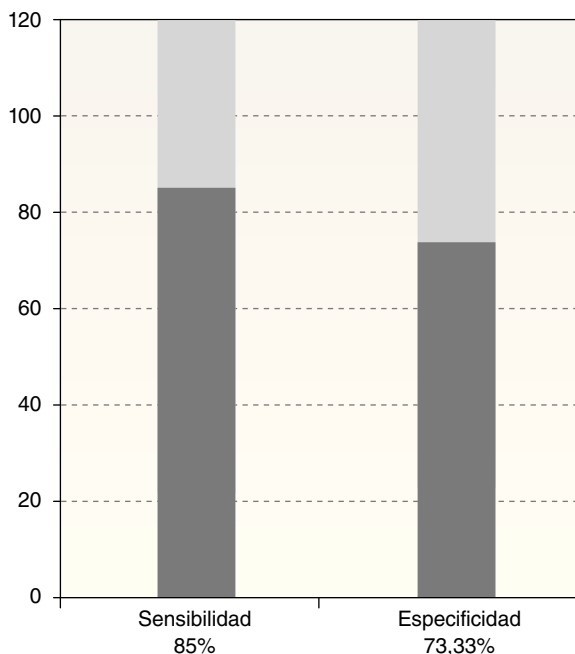
En la figura 1 se presenta la comparación de la lesión según las pruebas radiológicas. De esta forma, se encontraron 22 sujetos verdaderos positivos y un sujeto verdadero negativo, con una sensibilidad del 92%, una especificidad del 21%, un valor predictivo positivo de 85,73% y un valor predictivo negativo de 33,3%.

En la figura 2 se presenta la comparación de los valores de la sensibilidad y de la especificidad del test.

Se encontraron 18,66 sujetos verdaderos positivos y 8 sujetos falsos positivos, 3,33 sujetos falsos negativos y 22 sujetos verdaderos negativos, con una sensibilidad del 85%, una especificidad del 73,33%, un valor predictivo positivo de 69,99% y un valor predictivo negativo del 86,85%.

## Discusión

La edad de la muestra se distribuyó ampliamente entre los rangos requeridos por los criterios de inclusión (20 a



**Figura 2** Porcentaje de sensibilidad y especificidad del test.

45 años). La distribución por sexo presentó una amplia mayoría de mujeres y sólo el 15,7% reconoció realizar prácticas deportivas, lo que sugiere ser cautelosos al extrapolar los resultados a la población general y, fundamentalmente, a los varones.

El promedio de la medición del desplazamiento superior-inferior de la cabeza del peroné fue de 1,075 mm. Se debe tener en cuenta que en este estudio no se evaluó la estatura de los sujetos y suponer que no sería lo mismo ese desplazamiento en un individuo de 1,60 m de altura como en otro de 1,90 m, por lo que se sugiere prudencia al considerar la medida.

La posición bípeda del ser humano, expuesto a situaciones de estrés y lesiones en sus miembros inferiores, y la presencia de adaptaciones a cadenas posturales o lesionales, tanto ascendentes como descendentes, determinarían el alto porcentaje de TPS sintomáticas encontradas.

Existen pocos estudios sobre la articulación TPS. Muchos textos conocidos no la citan, la obvian o bien no reconocen su importancia en la mecánica del cuerpo. La mayoría de la literatura científica relacionada no ofrece una visión osteopática del asunto, ya que son estudios realizados por médicos con una orientación ortopédica.

Es importante conocer que ante un paciente con dolor en la región externa de rodilla sobre la TPS se debe descartar la posibilidad de disfunción en esa zona y de esa manera elegir el tratamiento adecuado.

La prueba se comparó con radiografías de rodillas derechas en flexión y extensión de tobillo con el supuesto de que éstas permiten afirmar la presencia de lesión por la restricción del movimiento. Según Ho-Pun-Cheung (2008)<sup>12</sup> en un grupo de estudio de 81 deportistas, encontró 10 tipos de posiciones anómalas para la cabeza del peroné, detectadas a través de radiografías tomadas de pie de ambas rodillas para determinar, por comparación, el tipo de lesión.

Futuros estudios sobre la prueba podrán orientarse específicamente hacia los deportistas, ya que la lesión de la articulación TPS se observa típicamente en los atletas, debido a que la cinemática de algunas modalidades requieren movimientos violentos, que incluyen giros y flexiones simultáneas de la rodilla<sup>28</sup>. Los casos observados fueron consecuencia directa de traumatismos<sup>29</sup>.

El presente trabajo pretende aportar sólo un recurso diagnóstico más al arsenal de los osteópatas y permitir el uso del TMFET para facilitar futuros trabajos que comparen efectos de diferentes técnicas entre sí en la articulación TPS.

## Conclusiones

El TMFET confirma la presencia de lesión osteopática en la articulación TPS con fiabilidad intraexaminador e interexaminador, una validez con sensibilidad del 85% y una especificidad del 73,33%, y una seguridad dada por un valor predictivo positivo del 69,99% y un valor predictivo negativo del 86,85%. La algometría y el test dedos-suelo no brindan información pertinente para el diagnóstico. Con un operador entrenado, la prueba permite un diagnóstico económico y evita irradiar al paciente.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Agradecimientos

A los Lic. en Kinesiología y Fisiatría Roxana Yanina Tomaszuk, Estela Maris Villalva y Jorge Daniele, al Lic. Jorge Alberto Vujosevich Castilla y al Dr. Francisco Alburquerque Sendín.

## Bibliografía

1. Oliva A, Rodríguez C, Solana M, Rosety M, Ordoñez F. Relación entre las referencias de diagnóstico radiológico de las disfunciones osteopáticas de la cabeza humeral en el plano frontal. *Osteopatía Científica*. 2008;3:3-7.
2. Brismée JM, Gipson D, Ivie Dan, Lopez A, Moore M, Matthijs O, et al. Interrater reliability of a passive physiological intervertebral motion test in the mid-thoracic spine. *J Manipulative Physiol* 2006;29:368-73.
3. Johansson F. Interexaminer reliability of lumbar segmental mobility tests. *Man Ther*. 2006;11:331-6.
4. Luomajoki H, Kool J, De Bruin ED, Airaksinen O. Fiabilidad de las pruebas de control de movimiento en la columna lumbar. *BMC Musculoskelet Disord*. 2007;8:90.
5. García C. Validación del test de movilidad mandibular comparado con tomografía computarizada. Tesis. Escuela de Osteopatía de Madrid. 2007;3:63.
6. Swartz JS. Evaluating diagnostic tests: what is done —what needs to be done. *J Gen Intern Med*. 1986;1:266-7.
7. Netter CJ. Exploración clínica en ortopedia. Barcelona: Masson; 2006.
8. Curtil P, De Coux G. Tratado práctico de la osteopatía estructural. Barcelona: Paidotribo; 2002.

9. Greenman PE. Principios y práctica de la medicina manual. 2.ª ed. Madrid: Panamericana; 2000.
10. Ricard F, Salle JL. Tratado de osteopatía. Madrid: Panamericana; 2003.
11. Semonian RH, Denlinger PM, Duggan RJ. Proximal tibiofibular subluxation relationship to lateral knee pain: a review of proximal tibiofibular joint pathologies. *J Orthop Sports Phys Ther.* 1995;21:248-57.
12. Ho-Pun-Cheung T, Buscayret F, Jourdan J, Lhernould F. Gonalgias y manipulación del peroné. *Revue de Médecine Manuelle-Ostéopathie.* 2008;24:4-12.
13. Seiler H. Biomechanics of the upper ankle joint. *Orthopade.* 1986;15:415-22.
14. Petti J, Moore P. Exploración y evaluación neuromusculo-esquelética. Madrid: McGraw-Hill; 2003.
15. Ricard F. Tratado de radiología osteopática del raquis. Madrid: Panamericana; 2000.
16. Daza J. Test de movilidad articular y examen muscular de las extremidades. Bogotá: Panamericana; 1996.
17. Andersen H, Ge HY, Arendt-Nielsen L, Danneskiold-Samsøe B, Graven-Nielsen T. Increased Trapezius Pain Sensitivity Is Not Associated With Increased Tissue Hardness. *J Pain.* 2010;11:491-9.
18. Aparicio EQ, Quirante LB, Blanco CR, Sendín FA. Immediate effects of the suboccipital muscle inhibition technique in subjects with short hamstring syndrome. *J Manipulative Physiol Ther.* 2009;32:262-9.
19. Antonaci F, Sand T, Lucas GA. Pressure algometry in healthy subjects: inter-examiner variability. *Scand J Rehabil Med.* 1998;30:3-8.
20. Chesterton LS, Sim J, Wright CC, Foster NE. Interrater reliability of algometry in measuring pressure pain thresholds in healthy humans, using multiple raters [abstract]. *Clin J Pain.* 2007;23:760-6.
21. Fischer A. Application of pressure algometry in manual medicine. *J Manual Medicine.* 1990.
22. López P, Ferragut C, Alacid F, Yuste J, García A. Validez de los test dedos-planta y dedos-suelo para la valoración de la extensibilidad isquiosural en piragüistas de categoría infantil. *Apunts Medicina de l'Esport.* 2008;43:24-9.
23. Busquet L. Las cadenas musculares. Tomo 3. La pubalgia. 3.ª ed. Barcelona: Paidotribo; 1994.
24. Herrera A. Repercusión del anclaje miofascial en el triángulo lumbar sobre la flexión de tronco. Tesis. Madrid: Escuela de Osteopatía de Madrid; 2005.
25. Yelder P, Gutnik B, Kobrin V, Hudson, G. A possible anatomical and biomechanical explanation of the 10% rule used in the clinical assessment of prehensile hand movements and handed dominance. *J Electromyogr Kinesiol.* 2009;19:e472-80.
26. Brealey S. Measuring the effects of image interpretation: an evaluative framework. *Clin Radiol.* 2001;56:341-7.
27. Robinson PJ. Radiology's Achilles heel: error and variation in the interpretation of the Roentgen image. *Br J Radiol.* 1997;70:1085-98.
28. Sekiya JK, Kuhn JE. Instability of the proximal tibiofibular joint. *J Am Acad Orthop Surg.* 2003;11:120-8.
29. Cazeneuve JF, Bracq H. Chronic instability of the proximal tibio-fibular articulation: hemi-long biceps ligamentoplasty by the Weinert and Giachino technique. Apropos of 3 cases. *Rev Chir Orthop Reparatrice Appar Mot.* 1998;84:84-7.