

Trapeciectomía con reconstrucción de ligamento comparado con Trapeciectomía con o sin interposición de tendón en la osteoartritis de la articulación carpo-metacarpiana del pulgar. Revisión sistemática y Meta-análisis.

Autora: Ana González García

Directores/Tutores:

- Dr. Pablo Martín Vasallo
- Dr. Roberto Sánchez Rosales

Tabla de contenido

ABSTRACT	3
RESUMEN	3
PALABRAS CLAVE	4
INTRODUCCIÓN	4
OBJETIVOS	5
MÉTODO	6
<i>ELEGIBILIDAD</i>	6
PROCESO DE BÚSQUEDA Y SELECCIÓN	6
PROCESO DE RECOGIDA DE DATOS.	7
EVALUACIÓN DE LA CALIDAD Y DEL RIESGO DE SESGO INDIVIDUAL DE CADA ESTUDIO (RISK OF BIAS). EVALUACIÓN DEL SESGO DE PUBLICACIÓN.	7
VARIABLES DE RESULTADO Y RESUMEN DE MEDIDAS	8
SÍNTESIS DE LOS RESULTADOS. ANÁLISIS ESTADÍSTICO	9
RESULTADOS	10
SELECCIÓN Y CARACTERÍSTICAS DE LOS ESTUDIOS	10
ANÁLISIS DE CALIDAD Y RIESGO DE SESGO	12
RESULTADOS Y SÍNTESIS DE LOS ESTUDIOS INDIVIDUALES	15
<i>Dolor medido con la escala VAS (VAS pain)</i>	15
<i>Dolor 1 años tras la cirugía</i>	15
<i>Escalas e instrumentos PRO</i>	15
<i>Fuerza de la pinza 1 año tras la cirugía</i>	16
<i>Fuerza de la pinza a los 5 años o más tras la cirugía</i>	16
<i>Efectos adversos 1 año tras la cirugía</i>	17
<i>Efectos adversos 5 años tras la cirugía</i>	17
ANÁLISIS ADICIONAL	18
SESGO DE PUBLICACIÓN	18
DISCUSIÓN	19
CONCLUSIONES	23
APRENDIZAJE	23
BIBLIOGRAFÍA	23
APÉNDICE	28

Abstract

Whether the trapeziectomy-ligament reconstruction (LRTI) is superior to Trapeziectomy with or without tendon interposition (T/TIA) remains unclear. The purpose of this study was to investigate if LRTI presented better outcomes in terms of pain, function and adverse effects compared to T/TIA. A Systematic review was conducted in two electronic databases, from the inception up to February 2020, of randomized controlled trials (RCT) in patients with CMC thumb OA, at least one year of follow up. Meta-analysis of VAS pain (mm), number of patients with pain one year after surgery, function (Key pinch strength in Kg and PRO instruments) and number of adverse effects, were performed for 7 included studies. Without heterogeneity or publications bias, we found a not significant effect (weighted Mantel-Haenszel Relative Risk) for number of patients with pain one year after surgery and number of adverse effects; and for VAS pain, Key pinch (combined mean difference), and PRO instruments (combined Hedges'g effect) weighted by the inverse of variance fixed effect model. LRTI was not superior to T or TIA.

Resumen

Hoy en día no está claro si la trapeciectomía con reconstrucción de ligamento (LRTI) es superior a la trapeciectomía simple (T) o con interposición de tendón (TIA) en el tratamiento de la osteoartritis de la articulación carpometacarpiana (CMC) del pulgar. El objetivo de este trabajo era investigar si la LRTI mejoraba los resultados en términos de dolor, funcionalidad y efectos adversos, comparada con la T/TIA. Se realizó una revisión sistemática en dos bases de datos electrónicas desde el comienzo del estudio hasta febrero de 2020, sobre ensayos clínicos controlados de pacientes con osteoartritis de la base del pulgar, al menos con un año de seguimiento. Además se llevó a cabo un meta-análisis de las variables "VAS pain" (mm), número de pacientes con dolor (NPP) un año tras la cirugía, función (fuerza de la pinza en Kg e instrumentos PRO) y número de efectos adversos (NAE), de los 7 estudios incluidos. Sin heterogeneidad ni sesgo de publicación, se encontró un efecto no significativo (ponderado por Mantel-Haenszel) para el número de pacientes con dolor un año tras la cirugía y para el número de efectos adversos; para VAS pain, fuerza de la pinza (diferencia de medias combinadas) e instrumentos PRO (efecto de Hedges combinado) ponderados por el inverso de la varianza por el modelo de efectos fijos el resultado fue igual. La LRTI no fue superior a T ni TIA.

Palabras clave

Trapeciectomía, osteoartritis, LRTI, revisión sistemática, meta-análisis.

Introducción

La unión carpometacarpiana del pulgar es una localización frecuente de osteoartritis, siendo su prevalencia estimada del 3.2% (Wolf et al., 2014) de la población general. Además, es más frecuente y evoluciona de forma más tórpida en mujeres, con una Odds Ratio de 2.56 (95% CI: 1.44 to 4.55) (Snyder EA et al., 2020). Esta articulación comprende al hueso trapecio y al primer metacarpiano de la mano, manteniendo su estabilidad por el complejo dorsorradial (ligamento dorsorradial y ligamento oblicuo posterior), complejo ligamentoso oblicuo anterior (en especial su fascículo profundo) y el complejo intermetacarpiano; así como por la musculatura intrínseca y extrínseca, que proporcionan un control sinérgico. El dedo pulgar proporciona hasta el 60% de la fuerza de prensión normal de la mano, y es el que permite la realización de la pinza y la prensa con los otros cuatro dedos, por lo que se considera el pilar de la mano.

Diferentes procedimientos quirúrgicos han sido propuestos para tratar la OA de esta articulación tan importante: artrodesis, implantes, trapeciectomía (T), artroplastia del trapecio con interposición de tendón (TIA), trapeciectomía con reconstrucción de ligamento e interposición de tendón (T+LRTI) (Vermeulen et al., 2011), osteotomía del metacarpo (Chou et al., 2014), denervación CMCJ (Salibi et al., 2019). Así mismo, existe mucha variabilidad en cuanto a la elección de la técnica, habiéndose producido, en un plazo de nueve años (2001-2010), un incremento en el uso de LRTI del 84% al 90%, consiguiendo así ser la técnica favorita en EEUU. Sin embargo, los ensayos en Reino Unido señalan a la trapeciectomía como el tratamiento de elección para el abordaje de la osteoartritis del pulgar (Davis et al., 1997; 2004; Salem and Davis, 2011).

Aunque hoy en día no existe un consenso sobre la técnica ideal para el abordaje de la osteoartritis del pulgar, sí que destacan tres procedimientos sobre los que más se investiga (T, TIA y LRTI). La trapeciectomía simple es la escisión del hueso trapecio del carpo, que implica una cirugía con abordaje anterior e incisión variable (p.e. longitudinal, transversal, curvilínea, en bayoneta), localización y protección de estructuras

vasculonerviosas (ramas cutáneas del nervio radial, tendones de los músculos *extensor pollicis brevis* y *abductor pollicis longus*, rama dorsal de la arteria radial), identificación de la articulación trapeciometacarpiana y posterior capsulotomía con liberación progresiva de los anclajes capsulo-ligamentosos del hueso. En segundo lugar, la TIA da un paso más e intenta, por medio de la ocupación del espacio que queda al eliminar el hueso trapecio con la interposición de un tendón adyacente (FCR: *flexor carpi radialis*), conferir mayor cohesión articular y evitar la deformación anatómica de la unión. Por último, la tercera opción añade la reconstrucción del ligamento intermetacarpiano del primer espacio interdigital para, además, estabilizar la articulación definitiva y evitar el colapso tras la escisión del trapecio. De esta manera, existe una escalada en la dificultad, duración y coste de la intervención, planteando la necesidad de un análisis que valore los supuestos beneficios postoperatorios, para determinar si queda justificada la realización de una cirugía más compleja.

Las revisiones sistemáticas previas a este trabajo han demostrado que la LRTI no mejora los resultados comparados con la trapeciectomía simple (T) o con interposición de tendón (TIA). Así, en la revisión de Wajon et al., 2015 se revisaron 11 estudios con 670 participantes, en la que se concluyó que la evidencia era insuficiente para demostrar que la LRTI fuese superior a T o TIA en términos de dolor o función postoperatorios.

La última actualización de Cochrane (Wajon et al., 2017) sobre la cirugía de la osteoartritis de la unión carpometacarpiana del pulgar fue retirada ya que sus autores debían responder a comentarios internos. Debido a la carga asistencial y económica que supone esta patología y su tratamiento para el sistema sanitario, sabiendo que si se procede a realizar una simple trapeciectomía se podría ahorrar hasta 74 millones de dólares anuales (Mahmoudi et al., 2016) y habiéndose publicado nuevos ensayos clínicos randomizados (RCTs), estaba justificada una nueva revisión sistemática y meta-análisis.

Objetivos

Realizar una revisión sistemática de la literatura existente en relación al tratamiento de la osteoartritis del pulgar, y analizar por medio de un meta-análisis si la trapeciectomía con reconstrucción de ligamento e interposición de tendón (LRTI) mejoran los resultados de

la trapeciectomía simple con o sin interposición de tendón (T /TIA) en términos de dolor, función y efectos adversos.

Método

Siguiendo las recomendaciones recogidas en la guía PRISMA (Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses) (Liberati., 2009; Steward et al., 2015) se procedió a realizar una revisión sistemática de la literatura existente, siendo los criterios de elegibilidad descritos a continuación.

Elegibilidad (PICOS)

1. **P**acientes con osteoartritis sintomática de la articulación carpometacarpiana del pulgar que no hayan respondido a tratamiento conservador, mayores de 18 años.
2. **I**ntervención: LRTI
3. **C**omparación. Grupo control: T o TIA
4. Resultados (“**O**utcomes”): dolor, función y efectos adversos.
5. Diseño clínico (“**S**tudy design”): Ensayos clínicos controlados y randomizados
6. Idioma: inglés y español
7. Seguimiento: al menos 1 año
8. Solo artículos publicados

Criterios de *exclusión*: estudios observacionales, artículos de revisión, editoriales, cartas, estudios en animales y/o cadáveres, y estudios relacionados basados en resultados radiológicos.

Proceso de búsqueda y selección.

Las bases de datos utilizadas para la búsqueda de literatura, desde el inicio del estudio hasta el 27 febrero de 2020, fueron: PubMed, Web of Science y Cochrane trials gov. Además, se realizó una búsqueda manual en la bibliografía de ensayos controlados randomizados, meta-análisis y revisiones sistemáticas para poder identificar estudios potencialmente relevantes. El contacto con los autores de los artículos seleccionados fue necesario para recolectar información cuando la publicada en el artículo parecía incompleta. La búsqueda electrónica fue realizada independientemente por dos autores:

uno novel, la autora de este TFG (AGG) y otro investigador experto (RSR), siguiendo la estrategia de búsqueda que se agrega en el apéndice de este estudio.

Tras eliminar referencias duplicadas, se realizó un cribado basado en la lectura de los resúmenes y de los títulos. Solo los artículos de texto completo fueron evaluados según la elegibilidad, de manera estandarizada y sin cegamiento, por los dos mismos autores que llevaron a cabo la búsqueda. Discrepancias en la inclusión de estudios entre ambos investigadores independientes fueron resueltas por consenso.

Los ensayos clínicos en los que se comparaba tres grupos fueron incluidos como estudios diferentes en la síntesis cuantitativa, teniendo siempre como grupo de intervención el LRTI. Esos estudios fueron nombrados con el apellido del primer autor seguido de las letras a, b, c. (Wajon et al., 2015).

Proceso de recogida de datos.

Los artículos seleccionados según los criterios de inclusión y exclusión fueron revisados en texto completo y, siguiendo un formulario predefinido para la extracción de los siguientes datos: Id del estudio, autores, año de publicación, nombre de la revista, afiliación, país, diseño del estudio, población de estudio (número de participantes y variables demográficas), detalles de las condiciones de la intervención (1=LRTI) y de los controles (0=T/TIA), variables de resultado, años de seguimiento, resultados (número de pacientes asignados a cada grupo, exclusiones y abandonos, medidas del efecto: (1) para variables dicotómicas, recogiendo el número de casos con el evento en el grupo control (a0) y en el grupo de intervención (a1), así como el tamaño de la muestra (n1, n0); y para variables cuantitativas: m1, sd1, n1, m0, sd0, n0 (m: media, sd: desviación estándar, n: tamaño muestral); otra información: financiación, principal conclusión de los autores, referencias a otros estudios relevantes, datos del autor y de contacto correspondiente.

Evaluación de la calidad y del riesgo de sesgo individual de cada estudio (Risk of bias). Evaluación del sesgo de publicación.

Dos revisores independientes (AGG, RSR), cegados sobre el establecimiento y la dirección de los resultados, evaluaron la calidad metodológica de los ensayos incluidos usando la “Cochrane Collaboration Risk of Bias Tool” (RoB), con el software

RevMan5.3, y la Escala Jadad Modificada, que fue desarrollada para la evaluación de la calidad de los ensayos clínicos randomizados en cirugía de la mano [escala de 0 (peor calidad) a 5 (mejor calidad) (Gummersson et al., 2004)].

- La Escala Jadad Modificada se basa en la valoración de: randomización, cegamiento, abandonos y exclusiones. La escala original solamente consideraba el doble ciego. Como esto no siempre es posible, como sucede en este tipo de intervenciones quirúrgicas, fue modificada para aceptar el simple ciego o un tercer evaluador a ciegas de los resultados, como válido.
- La Cochrane tiene en cuenta siete campos: adecuada generación de la secuencia, ocultamiento de la asignación, cegamiento de los participantes y del personal, cegamiento de los evaluadores de resultado, datos de resultado incompletos, notificación selectiva de los resultados, otras fuentes de sesgo. En este trabajo, al tratarse de ensayos clínicos sobre cirugías, la valoración del cegamiento se hizo conjunta (pacientes, cirujanos y analistas), empleando un criterio similar al que llevó a modificar la escala anterior. De los resultados individuales de riesgo se extrajo una valoración global del riesgo de sesgo, gracias al software RevMan.

Los posibles desacuerdos en las extracciones de datos y en la evaluación de la calidad de la evidencia se resolvieron con un tercer revisor (ADF).

El sesgo de publicación fue evaluado con el Test de Regresión de Egger, considerándose significativo su riesgo de sesgo cuando la constante de la regresión lineal de Egger presenta $p < 0.10$ (Egger et al., 1997). Así mismo, el Test de Begg fue utilizado para complementar este análisis de sesgo, considerando significativo el riesgo de sesgo de publicación cuando el coeficiente de correlación de Kendall (tau) entre la magnitud del efecto y la variabilidad (V_i), y entre la magnitud estandarizada del efecto y tamaño muestral (N), fuera significativa ($p < 0.05$) (Begg and Mazumdar, 1994).

Variables de resultado y resumen de medidas.

- Dolor:

- “VAS pain” (escala visual analógica) de 0-100 mm (a menor número, menor dolor)
 - Dolor después de la cirugía (número de pacientes con cualquier dolor 1 año después de la cirugía).
- Función:
 - Fuerza de la pinza (kg) al año y a los 5 años o más después de la cirugía
 - Escalas e instrumentos PRO (Patients Reported Outcomes): DASH (Disability of the Arm, Shoulder and Hand), “VAS Function” (mm) y PEM (Patients Evaluation Measure). Para todas las escalas, las puntuaciones son de 0 (mejor función o menor discapacidad) a 100 (peor función o mayor discapacidad).
 - Efectos adversos: número de pacientes con efectos adversos al año de la cirugía. También se analizó el resultado a los 5 o más años tras la cirugía de estos estudios.

Para las variables cuantitativas (dolor VAS y fuerza de la pinza) se midió el efecto basado en la diferencia de medias (md). Para las variables medidas por instrumentos PRO y escalas (DASH, PEM y función VAS), la valoración del efecto se realizó con la diferencia estandarizada de medias (SMD) o el cálculo del tamaño del efecto con la fórmula de Hedges (Hedges et al., 2012). Por último, para las variables dicotómicas (efectos adversos y dolor después de la cirugía), se midió el efecto con el RR.

Síntesis de los resultados. Análisis estadístico.

El análisis estadístico se realizó mediante el software Cochrane RevMan 5.3 (Cochrane Library, London; UK) y con el programa Stata 14.2, usando tablas de Excel para introducir los datos y con el uso del comando de usuario “mar” (Doménech, 2019). Para aquellos estudios que presentaban los resultados de variables continuas basadas en la media y el intervalo de confianza del 95% (95% CI), se obtuvo la desviación estándar (SD) de la media dividiendo la longitud del intervalo de confianza entre 3.92 y luego multiplicando el resultado por la raíz cuadrada del tamaño muestral [$SD = \sqrt{n} \times (upper\ limit - lower\ limit) / 3.92$]. Para las variables continuas presentadas con

la media y el error estándar (SE), la SD se calculó multiplicando SE por la raíz cuadrada del tamaño muestral [$SD = SE \times \sqrt{n}$]. (Higgins and Green, 2011).

El efecto combinado se calculó en base al del riesgo relativo (RR) ponderado por Mantel-Haenszel, por el modelo de efecto fijos, para las variables dicotómicas o binarias. La diferencia de medias (md) y la diferencia de media estandarizada (SDE o Hedges'g) ponderadas por el inverso de la varianza por el modelo de efectos fijos (IoV fem) se usó para variables cuantitativas. El efecto global fue valorado mediante el estadístico "Z" de la hipótesis nula (Ho: "no hay efecto"). Un valor de $p > 0.05$ se interpretó como que la evidencia no es suficientemente fuerte para determinar que la intervención haya tenido un efecto. Tanto la estimación del efecto global como su IC 95% fueron examinados para evaluar la significación de la ponderación y determinar su importancia clínica.

Se consideró la existencia de heterogeneidad cuando los intervalos de confianza de los resultados individuales de los estudios incluidos tuvieran poco solapamiento en los diagramas de bosque (forest plot). El test de homogeneidad basado en el estadístico "Q", que sigue la ley de Chi-cuadrado, con k-1 grados de libertad, se ha usado para evaluar la heterogeneidad estadística, considerándose una heterogeneidad significativa cuando $p < 0.10$. El estadístico "I²" se utilizó para medir el porcentaje de variabilidad entre los diferentes estudios, considerando los siguientes grados de heterogeneidad: 25% media, 50% moderada y 75% alta (Higgins et al., 2003).

Resultados

Selección y características de los estudios.

La búsqueda de literatura en las bases electrónicas obtuvo 475 referencias (257 PubMed, 202 WoS y 16 Clinical Trial. gov), a lo que se sumaron 8 más mediante la identificación de artículos citados en otros ensayos clínicos randomizados, meta-análisis y revisiones sistemáticas. Después de descartar los registros duplicados, se cribaron 220 por título y abstract para la identificación de los artículos que mayor potencial de elegibilidad tuvieran. Finalmente, 19 artículos fueron valorados en texto completo siguiendo los criterios de inclusión y exclusión. Doce artículos fueron excluidos: 2 no eran en inglés o español (Jurca et al., 2016; Zajonc et al., 2016), 2 no eran RCTs (Werthel et al., 2016; Marenghi et al., 2016), 5 no estaban relacionados con la intervención y el control que se

buscaba (Vermeulen et al., 2014 compara LRTI con artrodesis; Esenwin et al., 2011 compara dos tendones distintos en la LRTI (*Abductor Pollicis Longus vs Flexor Carpi Radialis*); Nilsson et al., 2010 compara TIA y el implante Artelon; Tagil et al., 2002 compara TIA con el implante Swanson; Belcher and Zinc 2001 compara T con la interposición del xenoinjerto porcino de colágeno dérmico); y 3 artículos (Gerwin et al., 1997; Kriegs-Au et al., 2004; Spekreijse et al., 2015) comparan 2 técnicas diferentes de reconstrucción de ligamento.

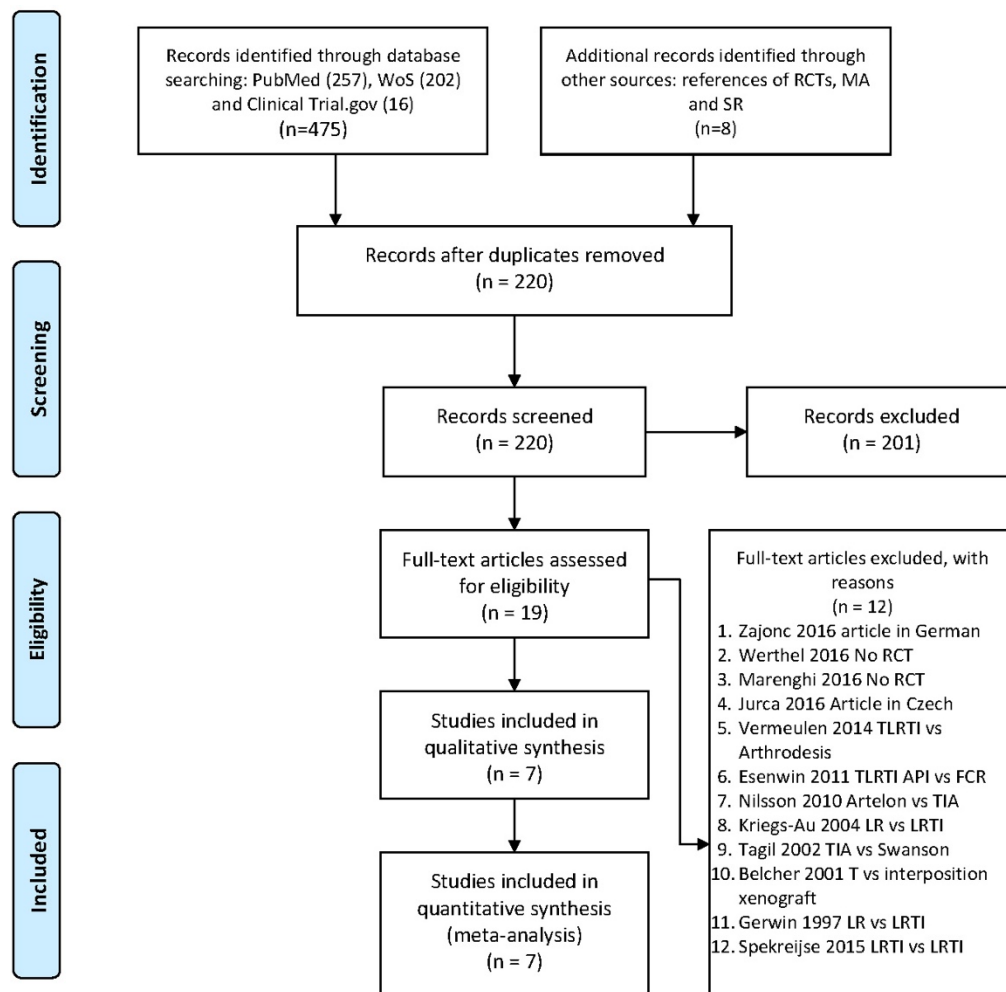


FIGURA 1. DIAGRAMA DE FLUJO PRISMA

El Dr Field confirmó datos incompletos (Field and Buchanan, 2007). El profesor Davis confirmó que dos estudios (Gangopadhyay et al., 2012; Salem et al., 2011) son las mismas cohortes, evaluadas en un periodo de tiempo mayor después de la cirugía, de estudios previos publicados por el mismo equipo (Davis et al., 2004; Davis and Pace, 2009).

Un total de 7 artículos fueron incluidos en la síntesis cuantitativa (MA) (Fig.1.), teniendo que dividir dos de ellos (Davis et al., 2004 y Gangopadhyay et al., 2012) porque comparan varios controles con la intervención LRTI: Davis (a): LRTI vs T, Davis (b): LRTI vs TIA; Gangopadhyay (a): LRTI vs T, Gangopadhyay (b): LRTI vs TIA. El total de participantes, en este MA, operados con LRTI fue de 438, mientras que con T/TIA fue de 419. Los estudios analizados fueron: 6 en Reino Unido (Belcher et al., 2000; Davis et al., 2004; Davis et al., 2009; Field and Buchanan, 2007; Salem et al., 2011; Gangopadhyay et al., 2012) y 1 en Bélgica (De Smet et al., 2004).

Study	year	Country	Randomization	Concealment	Blinding	Dropouts Withdrawals	Intervention	n1	Control	n0	Jadad
Belcher	2000	UK	Yes	Yes	unknown	2.3%	LRTI	23	T	19	3
Davis(a)	2004	UK	Yes	Yes	unknown	5.5%	LRTI	62	T	62	3
Davis(b)	2004	UK	Yes	Yes	unknown	5.5%	LRTI	62	TIA	59	3
Davis	2009	UK	Yes	Yes	unknown	2.3%	LRTI	61	T	67	3
De Smet	2004	Belgium	Yes	unknown	Yes	1.8%	LRTI	34	T	22	3
Field	2007	UK	Yes	Yes	Yes	0%	LRTI	33	T	32	5
Gangopadhyay(a)	2012	UK	Yes	Yes	Yes	12%	LRTI	54	T	53	4
Gangopadhyay(b)	2012	UK	Yes	Yes	Yes	12%	LRTI	54	TIA	46	4
Salem	2011	UK	Yes	Yes	Yes	12.9%	LRTI	55	T	59	4

TABLA 1. CARACTERÍSTICAS DE LOS ARTÍCULOS INCLUIDOS

Análisis de calidad y riesgo de sesgo

Las características descriptivas y calidad metodológica de los estudios incluidos, basados en la Escala de Jadad Modificada, se muestran en la Tabla 1. El análisis del riesgo de sesgos basado en los criterios de Cochrane se muestran en las Figs. 2 y 3. Todos los artículos obtuvieron un 3 o más en la Escala de Jadad Modificada. Los resultados con los criterios de Cochrane fueron similares.

El análisis del riesgo de sesgo basado en los criterios de Cochrane, mediante la utilización del software RevMan 5.3, mostró:

- Generación de la aleatorización y secuencia: todos se consideraron “bajo riesgo de sesgo” porque en los textos quedaba reflejado el procedimiento, excepto en De Smet et al., 2004 en el que no se especificaba la secuencia utilizada, y por lo tanto recibió un “unclear”.

- Ocultamiento de asignación a grupo de intervención o control: todos se consideraron “bajo riesgo de sesgo” excepto De Smet et al., 2004 que nuevamente no especificaba si se llevó a cabo o no, y recibió un “unclear” en este ítem.
- Cegamiento de pacientes, personal y evaluadores del resultado : “unclear” en Belcher et al., 2000 y Davis et al., 2009 por su insuficiente información en los textos para determinar si fue correcto o si se hizo; “alto riesgo de sesgo” en Davis et al., 2004 pues los propios autores declararon la posibilidad de que existiera sesgo porque en cada hospital participante en el estudio, el cirujano y el evaluador de los resultados fue la misma persona; el resto de artículos se consideraron “bajo riesgo”: De Smet et al., 2004 declararon que los análisis fueron realizados por dos observadores independientes, al igual que Gangopadhyay et al., 2012, añadiendo éste que existió cegamiento de los mismos; Field et al., 2007 en el que los evaluadores y los pacientes fueron correctamente cegados y Salem 2011 en el que un segundo cirujano cegado hizo el seguimiento a los 6 años para evitar sesgos.
- Datos incompletos: 5 de los 7 estudios se clasificaron en “unclear” pues, aunque declaraban las pérdidas (desde 1.8% en De Smet et al., 2004 hasta 12.9% en Salem et al., 2011) no se manifiesta un estudio posterior que analice la relación de las mismas con las variables estudiadas y, por lo tanto, que justifique que no tengan relevancia para los datos finales y la validez de los estudios. Sin embargo, Davis et al., 2004 especifica que la única pérdida al año de seguimiento se debe a un cambio de residencia del paciente, y Field 2007 que no tiene pérdidas de seguimiento, recibiendo ambos “bajo riesgo”.
- Notificación selectiva de resultados: al no encontrar protocolos preestablecidos de los trabajos, se clasifican todos como “unclear” al no conocer si existen datos que, inicialmente iban a estudiarse y, finalmente, no se reflejan en el análisis; excepto Gangopadhyay et al., 2012 y Salem et al., 2011 que, al ser trabajos de continuación con periodos de seguimiento mayores de las cohortes de Davis et al., 2004 y Davis et al., 2009 respectivamente, se considera que, al incluir todas las variables encontradas en sus artículos precedentes, los análisis están completos y se clasifican como “bajo riesgo de sesgo”.

- Otras posibles fuentes de sesgo: todos los trabajos parecen libres de otras fuentes de sesgo, menos Salem et al., 2011, en el que los autores declaran que el diseño del trabajo no elimina riesgos potenciales de sesgo y que la subjetividad en las mediciones de las variables objetivas puede haber condicionado sesgo.

	Random sequence generation	Allocation concealment?	Blinding of participants and personnel and assessment	Incomplete outcome data	Selective reporting	Other bias
Belcher 2000	+	+	?	?	?	+
Davis 2004	+	+	-	+	?	+
Davis 2009	+	+	?	?	?	+
De Smet 2004	?	?	+	?	?	+
Field 2007	+	+	+	+	?	+
Gangopaghyay 2012	+	+	+	?	+	+
Salem 2011	+	+	+	?	+	-

Figura 2. Análisis del riesgo de sesgo individual. Herramienta RevMan 5.3

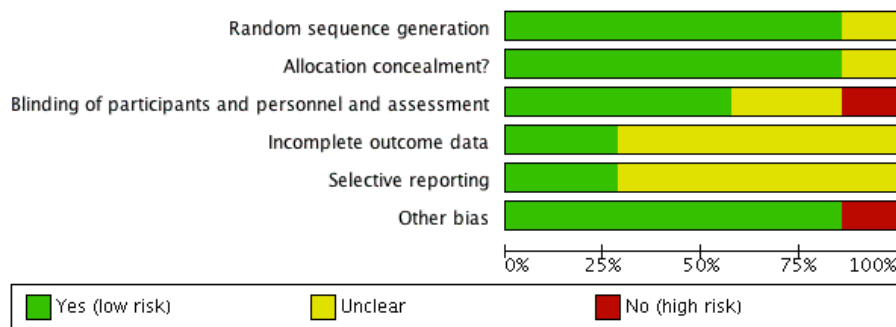


Figura 3. Resultado del análisis de riesgo de sesgo global. Herramienta RevMan 5.3

Resultados y síntesis de los estudios individuales.

Dolor medido con la escala VAS (VAS pain)

Tres estudios analizan el dolor con la escala VAS, obteniendo resultados opuestos. Belcher et al., 2000 presenta una md de 3 (IC 95%: -13.63, 19.63) mientras que De Smet et al., 2004 muestra un valor de -8.5 (IC 95%: -20.43, 3.43) y Field 2007 obtiene una md de -1 (IC 95%: -11.06, 9.06). El efecto combinado por el inverso de la varianza por el modelo de efectos fijos (IoV fem) mostró md ponderada no significativa -2.86 (IC 95%: -9.84, 4.12) sin heterogeneidad (Chi-cuadrado: 1.57, $p=0.48$ y $I^2=0$) (Fig. 4A).

Dolor 1 años tras la cirugía

Tres estudios se incluyeron en este análisis. Los datos crudos demostraron que no existía un RR significativo: Davis (a) RR= 1; Davis (b) RR= 0.73 (IC 95%: 0.35, 1.54); y Davis 2009 RR= 1.69 (IC 95%: 0.92, 3.10). Comparado con T o TIA, la LRTI no se asoció con una reducción significativa del riesgo de dolor después de un año de la cirugía, con una heterogeneidad no significativa (M-H fixed combined RR= 1.14, (IC 95%: 0.76, 1.70) y una homogeneidad Chi-cuadrado = 3.09, $p= 0.21$, $I^2 = 35\%$) (Fig. 4B).

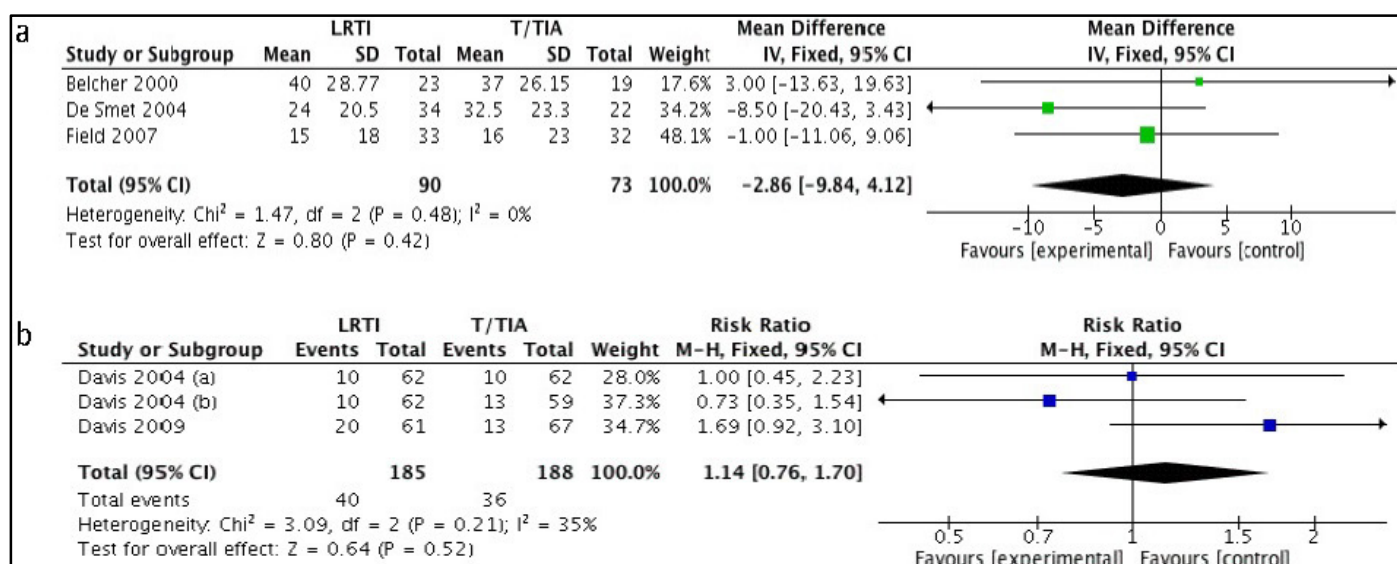


FIGURA 4. Análisis del dolor. (a) Vas pain. (b) Número de pacientes con dolor 1 año tras la cirugía.

Escalas e instrumentos PRO

Para este análisis se incluyeron los siguientes estudios:

- Davis 2009 usó dos instrumentos PRO: DASH que mostró una SMD cruda de -0.10 (IC 95%: -0.44, 0.25) y PEM que presentó una SMD de 0.06 (IC 95%: -0.29, 0.40).
- Belcher 2000 usó la escala VAS para la función (VAS function), con un resultado de SMD crudo de -0.31 (IC 95%: -0.93, 0.30).

El estudio De Smet 2004, con datos DASH, no fue incluido porque algunos pacientes tuvieron un seguimiento inferior al año (grupo control de trapeciectomía simple con un intervalo de seguimiento de 9-84 meses). La SMD global ponderada por el inverso de la varianza por el modelo de efectos fijos (IoV fem) fue no significativa: -0.06 (IC 95%: -0.29, 0.17) y tuvo una heterogeneidad no significativa (Chi-cuadrado: 1.15, $p=0.56$, $I^2=0$)(Fig. 5A).

Fuerza de la pinza 1 año tras la cirugía

Los cinco estudios incluidos en este análisis mostraron una md en Kg que varió desde -0.5 (IC 95%: -2.37, 1.37) en Field 2007 a 0.3 (IC 95%: -0.65, 1.25) en Belcher 2000, que presentaba el mismo valor crudo pero con IC95% más amplio. El estudio De Smet et al., 2004, que incluía datos de la fuerza de la pinza no se incluyó porque los representaron los resultados en forma de porcentajes de mejora comparando los datos preoperatorios y postoperatorios, o porcentaje de comparación con la mano contralateral. La md global ponderada por el inverso de la varianza por el modelo de efectos fijos (IoV fem) fue no significativa (0.06, IC 95%: -0.29, 0.40), con una heterogeneidad no significativa (Chi-cuadrado: 2.60, $p=0.63$, $I^2=0$) (Fig. 5B).

Fuerza de la pinza a los 5 años o más tras la cirugía

La md en Gangopadhyay (a) fue de -0.5 kg (IC 95%: -2.13, 1.13), en Gangopadhyay (b) de 0.20 kg (IC 95%: -1.98, 2.38) y en Salem 2011 de 0.40 kg (IC 95%: -0.27, 1.07). El efecto global ponderado, $md=0.26$, fue no significativo (IC 95%: -0.33, 0.86), y presentó una heterogeneidad no significativa (Chi-cuadrado= 1.01, $p=0.60$, $I^2=0$) (Fig. 5C).

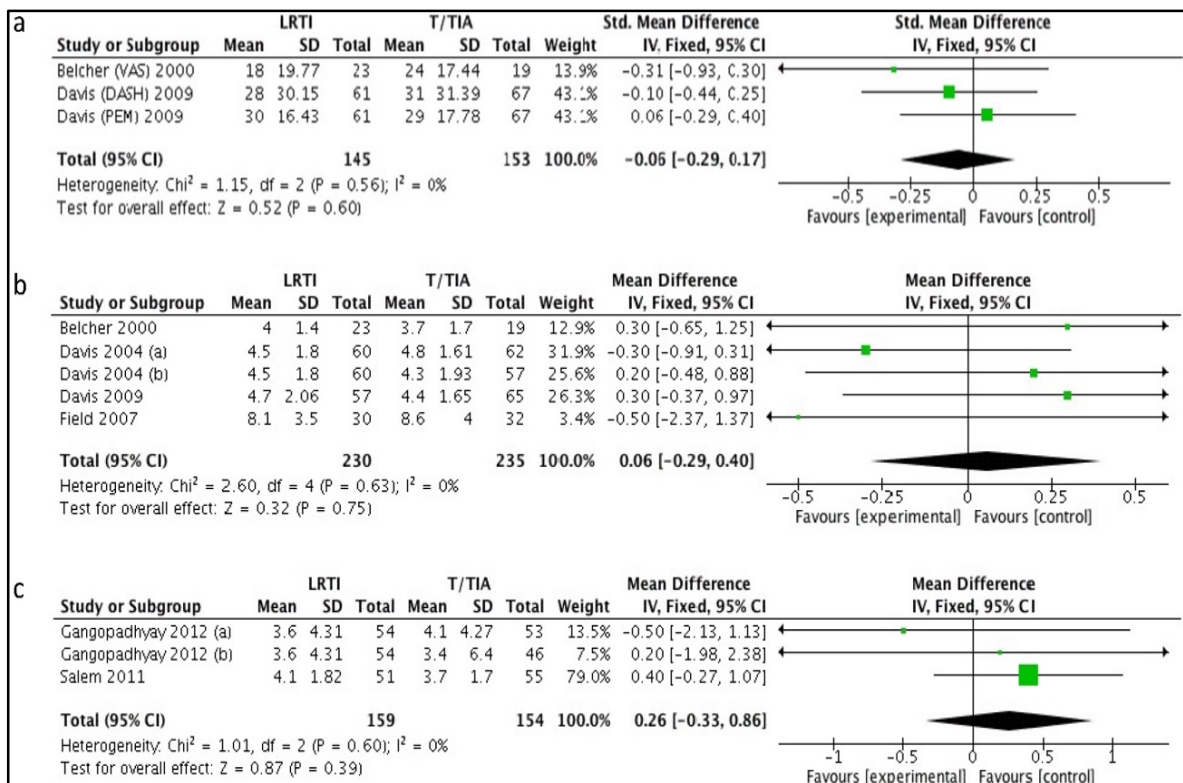


FIGURA 5. Función. **(a)** Escalas e Instrumentos PRO. **(b)** Valoración de la fuerza de la pinza lateral 1 año tras la cirugía. **(c)** Valoración de la fuerza de la pinza lateral 5 años o más tras la cirugía.

Efectos adversos 1 año tras la cirugía

Cinco estudios se analizaron en este apartado. El valor crudo del RR varió entre 0.68 (IC 95%: 0.30, 1.52) en Davis 2009 y 2.91 (IC 95%: 0.12, 68.98) en Field 2007.

La LRTI no se asoció a un menor riesgo de efectos adversos comparado con T/TIA, con un RR ponderado por Mantel-Haenszel de 1.37 (IC 95%: 0.95, 1.99) no significativo y una heterogeneidad no significativa (Chi-cuadrado: 5.22, $p=0.27$, $I^2=23\%$) (Fig. 6A).

Efectos adversos 5 años tras la cirugía

Para este tiempo de seguimiento se incluyeron tres estudios. Los datos crudos del RR variaron entre 1.36 (IC 95%: 0.48, 3.88) en Gangopadhyay (b) y 1.96 (IC 95%: 0.63, 6.13) en Gangopadhyay (a). El RR global ponderado por M-H fue no significativo (1.58, IC 95%: 0.84, 2.96) y su heterogeneidad tampoco fue significativa (Chi-cuadrado: 0.22, $p=0.89$, $I^2=0$) (Fig. 6B).

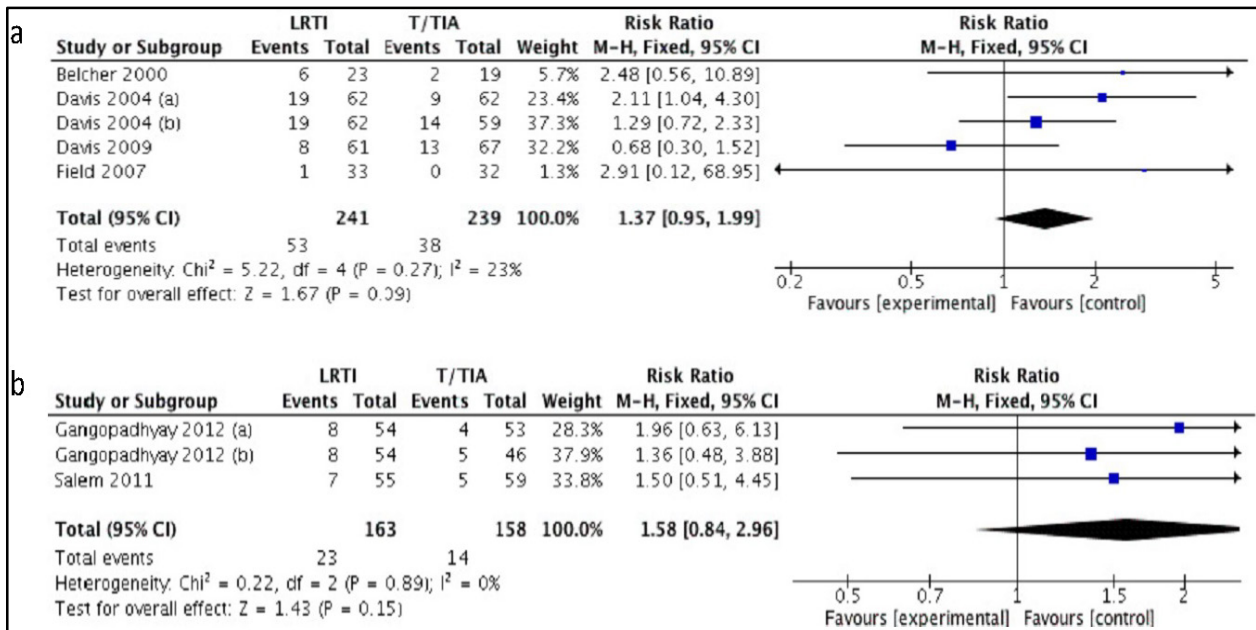


FIGURA 6. Análisis de los efectos adversos. (a) Número de pacientes con efectos adversos 1 año tras la cirugía. (b) Número de pacientes con efectos adversos 5 años o más tras la cirugía.

Análisis adicional

No fue necesario un análisis por subgrupos, una meta-regresión o un análisis de influencia porque no se observó una heterogeneidad alta, inconsistencia o valores atípicos.

Sesgo de publicación

Todas las variables de resultado presentaron un Test de Egger con $p > 0.10$ (no significativo) y un Test de Begg no significativo en los niveles V_i y N (Tabla 2).

Outcomes	Egger test _cons (p value)	Begg test	
		V_i (p value)	N (p value)
<i>Dolor al año</i>	0.107	0.308	0.089
<i>Fuerza de la pinza</i>	0.011	0.064	1.000
<i>Scales & Pro Instruments</i>	0.975	0.764	0.641
<i>Efectos adversos</i>	0.609	0.711	0.902

Tabla 2. Análisis del sesgo de publicación.

Discusión

Los resultados de este trabajo han demostrado que la Trapeciectomía con reconstrucción de ligamento e interposición de tendón (LRTI) no redujo significativamente el riesgo de padecer dolor al año de la cirugía, ni de efectos adversos, después de un seguimiento a corto y medio plazo, comparado con la Trapeciectomía simple (T) o con interposición tendinosa (TIA). Además, la LRTI no mostró una mejoría significativa en la valoración del dolor con la escala VAS, en la fuerza de la pinza o en la función comparado con T o TIA.

Dirección de la evidencia (Pregunta de investigación, comparación y variables).

Las revisiones anteriores a este estudio establecieron un propósito amplio y general (e.g., el efecto de la cirugía en la OA de la articulación CMC del dedo pulgar). Una vez recopilados los artículos, compararon múltiples procedimientos quirúrgicos para el tratamiento de la osteoartritis de la articulación carpometacarpiana del pulgar sin especificar y establecer una comparación (intervención versus control) en los criterios PICO de la pregunta de investigación antes de la realización de la búsqueda en la revisión sistemática (Martou et al., 2004; Wajon et al., 2009; Vermeulen et al., 2011; Wajon et al., 2015).

Martou et al., 2004 sugieren que la LRTI puede ser la mejor opción quirúrgica, pero la heterogeneidad de los estudios incluidos en su RS (RCT, estudios observacionales prospectivos y estudios retrospectivos) hacían imposible una recomendación de tratamiento. De forma similar, Vermeulen et al., 2011 incluyó 35 artículos con diferentes diseños, lo que no permitió obtener una síntesis cuantitativa de la evidencia. Concluyeron que ningún tratamiento quirúrgico era superior a otro.

Solo cinco revisiones sistemáticas (RS) han presentado un MA con comparaciones con sus efectos combinados. Una RS reciente (Wilkins et al., 2018) sobre los tratamientos asistidos con artroscopia, solo incluyó estudios de cohortes observacionales con el propósito de calcular la diferencia de medias, entre los valores previos y posteriores a la cirugía. Por otro lado, en Wajon et al., 2009, una actualización de la primera RS de Cochrane publicada en 2005, se revisó toda la literatura existente hasta 2008, incluyendo

9 estudios, y analizando 6 procedimientos diferentes: concluyeron que ninguno presentaba superioridad, sin que existiera una evidencia suficiente para realizar conclusiones; la T presentaba un menor número de complicaciones comparado con el resto de procedimientos y la LRTI mostró más efectos adversos. Una segunda actualización (Wajon et al., 2015) incluyó 11 estudios y comparó 7 técnicas diferentes, concluyendo que ninguna mostraba beneficios superiores a las demás en términos de dolor y función. La última actualización (Wajon et al., 2017) ha sido retirada mientras los autores contestan a comentarios internos.

En nuestra RS, se preestableció una pregunta de revisión clara con unos criterios PICO especificados (LRTI comparado con T o TIA) antes de proceder a la revisión. Los 7 artículos incluidos fueron diferentes a los recogidos en la última actualización disponible de las RS de Cochrane (Wajon et al., 2015), en la que no se incluyó a Davis 2004 y Davis 2009 porque decidieron trabajar con las mismas cohortes en un mayor plazo de seguimiento después de la cirugía (Gangopadhyay 2012, Salem 2011). Finalmente incluyeron 5 artículos que comparan la LRTI con T (Belcher 2000, De Smet 2004, Field 2007, Salem 2011, Gangopadhyay (a) 2012) y 1 estudio que compara TIA con T (Gangopadhyay (b) 2012). Creemos que el análisis del efecto combinado en la comparación de TIA con T, con una única muestra de un artículo, no tiene sentido. En nuestro estudio, la comparación de LRTI con T/TIA nos permitió realizar análisis en subgrupos basados en el seguimiento (1 año tras la cirugía y 5 o más años tras la cirugía) y evitar el posible sesgo de agrupar datos de estudios con diferentes seguimientos en variables como los efectos adversos y la fuerza de la pinza, que dependen del tiempo.

Riesgo de sesgo

La evaluación del riesgo de sesgo y de la calidad metodológica de los artículos incluidos en esta RS indicó que todos presentaron una puntuación mayor o igual a 3 en la Escala de Jadad Modificada, que coincide con el punto de corte recomendado para proceder a la inclusión del artículo en una RS. El análisis global del riesgo de sesgo mostró: 80% de bajo riesgo de sesgo en la “generación de una secuencia aleatorizada”, en la “asignación aleatoria” y en el apartado de “otros sesgos”; alto riesgo de sesgo fue observado en menos del 20% de los cegamientos valorados; y, finalmente, a nivel de “declaración de datos incompletos” y “comunicación selectiva de datos” un 30% de bajo riesgo y con 70% de riesgo no claro. Discrepancias en la valoración de la calidad metodológica y riesgo de

sesgo de los estudios ha sido demostrado. Hartling et al., 2009 demostraron que la correlación entre las comparaciones de los apartados “incomplete outcome data” del riesgo de sesgo y “withdrawal” de Jadad, así como entre la puntuación total de la Escala de Jadad y el “riesgo global” del riesgo de sesgo, fue baja.

Wajon et al., (2009) utilizaron la clasificación de la calidad de la evidencia en fisioterapia (PEDro: *Physiotherapy Evidence Database*) (Maher et al., 2003) para la evaluación del análisis del riesgo de sesgo. Los mismos autores, en la actualización del año 2015 (Wajon et al., 2015), usaron la herramienta Cochrane (RoB), pudiéndose observar discrepancias en la valoración de la calidad individual de los mismos artículos incluidos en ambos MA: De Smet 2004 en los apartados de randomización y cegamiento, así como en Belcher 2000 en el apartado de declaración incompleta de datos. Además, se han encontrado desacuerdos en la valoración del riesgo de sesgo entre este estudio y la RS de Wajon et al., 2015: en este estudio el artículo de Field 2007 únicamente se clasificó como “unclear” en el apartado de “selective reporting” mientras que los revisores de Wajon et al., 2015 repitieron esa asignación en otros, como en el cegamiento y en la asignación aleatoria, cuando en el texto se describe claramente el proceso de aleatorización y de cegamiento de los participantes durante el acto quirúrgico con la realización de incisiones similares en la línea del tendón del *flexor carpi radialis* en el grupo control de T sin realizar manipulaciones sobre dicho tendón.

Así mismo, Hartling et al., 2009 ha publicado la existencia de concordancias débiles entre evaluadores, usando el coeficiente Kappa (K), para los apartados individuales de la herramienta de evaluación del riesgo de sesgo de la Cochrane (RoB): cegamiento ($k=0.35$), comunicación de datos incompletos ($k=0.32$), publicación selectiva de datos ($k=0.13$); y en la valoración del riesgo de sesgo global ($k=0.27$). Resultados similares se pueden encontrar en Könsgen et al., 2009 en el que concluyen que las variaciones encontradas entre las revisiones de Cochrane, en los acuerdos de valoración del riesgo de sesgo entre los revisores, pone de manifiesto la importancia de la subjetividad en la valoración de dicho riesgo de sesgo.

Consistencia de resultados

La ausencia de heterogeneidad constituye un punto fuerte del presente trabajo. La heterogeneidad es un problema importante a la hora de analizar la calidad de un MA

porque inclina a pensar que el tamaño del efecto global se ha obtenido de estudios que han alcanzado conclusiones diferentes. En este estudio todas las variables presentaron un efecto ponderado obtenido mediante un modelo de efectos fijos sin una heterogeneidad significativa ($p > 0.10$), no siendo necesario compensar la heterogeneidad con un modelo de efectos aleatorios. El porcentaje de variabilidad observado (I^2) fue de cero en todas las variables, excepto en “número de pacientes con cualquier dolor 1 año tras la cirugía” ($I^2=35\%$) y “número de efectos adversos 1 año tras la cirugía” ($I^2= 23\%$) cuyos valores se consideran de bajo nivel de heterogeneidad (Schünemann et al., 2013; Higgins et al., 2011).

Sesgo de publicación

El sesgo de publicación es otro problema que puede afectar a la calidad de un MA, que se presenta cuando hay una subestimación o una sobreestimación sistemática del efecto combinado debido a que los estudios incluidos en el MA no representan la verdadera búsqueda realizada sobre el tema de interés. Se puede evaluar este sesgo con un “funnel plot” pero éste implica algunos análisis subjetivos. En este estudio se optó por valorar la significación estadística de la presencia de sesgo de publicación con el uso de dos test: Test de Egger y Test de Begg; pudiendo demostrar que no existía sesgo de publicación en este trabajo.

Limitaciones

Este trabajo presentó algunas limitaciones. Se utilizó la guía PRISMA para el desarrollo y comunicación de esta RS y MA, pero no se usó la GRADEpro (Grades of Recommendation, Assessment, Development and Evaluation) para evaluar la utilidad de esta RS en las tomas de decisiones clínicas (Schünemann et al., 2012; Guyat et al., 2008). Algunas variables presentaron imprecisión con IC 95% muy amplios: en el dolor medido con la escala VAS el IC 95% tan amplio se relacionaba claramente con un bajo número de estudios y una muestra pequeña. Finalmente, todos los ensayos clínicos incluidos en este MA no tuvieron en cuenta la influencia de la inestabilidad de la articulación CMC como factor de confusión, que suele estar asociada con la osteoartritis del pulgar en mujeres jóvenes. En esa población la LRTI podría jugar un papel más importante, pero no se encontró ningún estudio con resultados ajustados a las variables de confusión como la edad y la inestabilidad.

Conclusiones

En resumen, comparando la LRTI con T o TIA, la primera de ellas no reduce el dolor un año tras la cirugía, ni el riesgo de efectos adversos, además de no mejorar la función tras el tratamiento de la osteoartritis sintomática de la articulación CMC del dedo pulgar. Se recomienda la realización de ensayos clínicos controlados mayores, con ajuste por variables de confusión, para complementar nuestros resultados.

Aprendizaje

Durante la elaboración de este trabajo he aprendido a reconocer la importancia que tiene el trabajo individual para la coordinación, avance y desarrollo de un trabajo de investigación, pero también la necesidad del apoyo grupal y mutuo que necesita un estudio tan exigente y elaborado como es un meta-análisis, cuyos resultados pueden influir en la toma de decisiones en la práctica clínica.

Técnicamente, me he familiarizado con la institución Cochrane, sus criterios y sus formas de evaluación: he manejado la herramienta RevMan 5.3 para la valoración del riesgo de sesgo, basándome en sus guías, y para el estudio analítico del meta-análisis, con lo que he podido dar forma a la mayoría de las figuras. Además, realicé la revisión sistemática de la literatura y las valoraciones individuales de cada artículo para otorgar o no el derecho de inclusión de los mismo a este estudio.

Sin duda, lo que más me han aportado estos meses de trabajo ha sido una amplia visión de lo que representa esta forma de investigación, que tan importante resulta en cuestiones de gestión, evolución y progresión de la práctica médica.

Bibliografía

Begg CB, Mazumdar M. Operating characteristics of a rank correlation test for publication bias. *Biometrics*. 1994 Dec; 50(4):1088-101. PubMed PMID: 7786990.

Belcher HJ, Nicholl JE. A comparison of trapeziectomy with and without ligament reconstruction and tendon interposition. *J Hand Surg Br*. 2000 Aug; 25(4): 350-6. PubMed PMID: 11058002.

Belcher HJ, Zic R. Adverse effect of porcine collagen interposition after trapeziectomy: a comparative study. *J Hand Surg Br*. 2001 Apr; 26(2):159-64. PubMed PMID: 11281672.

Chou FH, Irrgang JJ, Goitz RJ. Long-term follow-up of first metacarpal extension osteotomy for early CMC arthritis. *Hand (NY)*. 2014 Dec; 9(4): 478-83. doi: 10.1007/s11552-014-9632-z. PMID: 25414608; PMCID: PMC4235904.

Davis TR, Brady O, Barton NJ, Lunn PG, Burke FD. Trapeziectomy alone, with tendon interposition or with ligament reconstruction? *J Hand Surg Br*. 1997 Dec; 22(6): 689-94. PubMed PMID: 9457566.

Davis TR, Brady O, Dias JJ. Excision of the trapezium for osteoarthritis of the trapeziometacarpal joint: a study of the benefit of ligament reconstruction or tendon interposition. *J Hand Surg Am*. 2004 Nov; 29(6): 1069-77. PubMed PMID:15576217.

Davis TRC, Pace A. Trapeziectomy for trapeziometacarpal joint osteoarthritis: Is ligament reconstruction and temporary stabilisation of the pseudarthrosis with a Kirschner wire important? *Journal of Hand Surgery: European Volume*. 2009; 34(3): 312-21.

De Smet L, Sioen W, Spaepen D, van Ransbeeck H. Treatment of basal joint arthritis of the thumb: trapeziectomy with or without tendon interposition/ligament reconstruction. *Hand surgery*. 2004; 9(1): 5-9.

Domenech JM. Meta-Analysis OR, RR, RD, IR, ID, B, MD & R Combined: User written command mar for Stata [computer program]. V1.4.4. Barcelona: Graunt21; 2019. Available executing from Stata: net from <http://www.graunt.cat/stata>

Egger M, Davey Smith G, Schneider M, Minder C. Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *BMJ*. 1997 Sep 13; 315(7109): 629-34. PubMed PMID: 9310563; PubMed Central PMCID: PMC2127453.

Field J, Buchanan D. To suspend or not to suspend: a randomised single blind trial of simple trapeziectomy versus trapeziectomy and flexor carpi radialis suspension. *J Hand Surg Eur Vol*. 2007 Aug; 32(4): 462-6. Epub 2007 Mar 30. PubMed PMID: 17399871.

Gangopadhyay S, McKenna H, Burke FD, Davis TRC. Five- to 18-year follow-up for treatment of trapeziometacarpal osteoarthritis: A prospective comparison of excision, tendon interposition, and ligament reconstruction and tendon interposition. *Journal of Hand Surgery [Internet]*. 2012; 37(3): 411-7. Available from: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhsa.2011.11.027>

Gerwin M, Griffith A, Weiland AJ, Hotchkiss RN, McCormack RR. Ligament reconstruction basal joint arthroplasty without tendon interposition. *Clin Orthop Relat Res*. 1997 Sep; (342): 42-5. PubMed PMID: 9308523.

Guyatt Gordon H, Oxman Andrew D, Vist Gunn E, Kunz Regina, Falck-Ytter Yngve, Alonso-Coello Pablo et al. GRADE: an emerging consensus on rating quality of evidence and strength of recommendations *BMJ* 2008; 336 :924

Gummesson C, Atroshi I, Ekdahl C. The quality of reporting and outcome measures in randomized clinical trials related to upper-extremity disorders. *J Hand Surg Am*. 2004 Jul; 29(4): 727-34; discussion 735-7. PubMed PMID: 15249101.

Hartling L, Ospina M, Liang Y, Dryden DM, Hooton N, Krebs Seida J, Klassen TP. Risk of bias versus quality assessment of randomised controlled trials: cross sectional study. *BMJ*. 2009 Oct 19; 339:b4012. doi: 10.1136/bmj.b4012. PMID: 19841007; PMCID: PMC2764034.

Hedges LV, Pustejovsky JE, Shadish WR. A standardized mean difference effect size for single case designs. *Res Synth Methods*. 2012;3(3): 224–239. doi:10.1002/jrsm.1052

Higgins JP, Thompson SG, Deeks JJ, Altman DG. Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*. 2003;327(7414): 557–560. doi:10.1136/bmj.327.7414.557

Higgins JPT, Green S (editors). *Cochrane Handbook for Systematic Reviews of Interventions* Version 5.1.0 [updated March 2011]. The Cochrane Collaboration, 2011. Available from www.handbook.cochrane.org.

Jurča J, Němejc M, Havlas V. [Surgical Treatment for Advanced Rhizarthrosis. Comparison of Results of the Burton-Pellegrini Technique and Trapeziometacarpal Joint Arthroplasty. *Acta Chir Orthop Traumatol Cech*. 2016;83(1): 27-31. Czech. PubMed PMID: 26936062.

Könsgen N, Barcot O, Heß S, et al. Inter-review agreement of risk-of-bias judgments varied in Cochrane reviews. *J Clin Epidemiol*. 2020;120:25–32. doi: 10.1016/j.jclinepi.2019.12.016

Kriegs-Au G, Petje G, Fojtl E, Ganger R, Zachs I. Ligament reconstruction with or without tendon interposition to treat primary thumb carpometacarpal osteoarthritis. Surgical technique. *J Bone Joint Surg Am*. 2005 Mar;87 Suppl 1(Pt 1): 78-85. Review. PubMed PMID: 15743849.

Liberati A, Altman DG, Tetzlaff J, Mulrow C, Gøtzsche PC, Ioannidis JP, Clarke M, Devereaux PJ, Kleijnen J, Moher D. The PRISMA statement for reporting systematic reviews and meta-analyses of studies that evaluate health care interventions: explanation and elaboration. *PLoS Med*. 2009 Jul 21; 6(7):e1000100. doi: 10.1371/journal.pmed.1000100. Epub 2009 Jul 21. PubMed PMID: 19621070; PubMed Central PMCID: PMC2707010.

Mahmoudi E, Yuan F, Lark ME, Aliu O, Chung KC. Medicare Spending and Evidence-Based Approach in Surgical Treatment of Thumb Carpometacarpal Joint Arthritis: 2001 to 2010. *Plast Reconstr Surg*. 2016 Jun;137(6): 980e-9e. doi: 10.1097/PRS.0000000000002156. PubMed PMID: 27219267; PubMed Central PMCID: PMC5060089.

Maher CG, Sherrington C, Herbert RD, Moseley AM, Elkins M. Reliability of the PEDro scale for rating quality of randomized controlled trials. *Phys Ther*. 2003; 83(8): 713–721. PMID: 12882612.

Maldonado G, Greenland S. Simulation study of confounder-selection strategies. *Am J Epidemiol*. 1993;138(11): 923-936. doi:10.1093/oxfordjournals.aje.a116813

Marenghi L, Paterlini M, Tocco S, Corradi M. Trapeziectomy With Ligament Reconstruction and Tendon Interposition Arthroplasty With the Entire Width of the

Flexor Carpi Radialis Tendon. *Tech Hand Up Extrem Surg.* 2016 Jun; 20(2): 67-70. doi: 10.1097/BTH.0000000000000117. PubMed PMID: 27015407.

Moriatis Wolf J, Turkiewicz A, Atroshi I, Englund M. Prevalence of doctor-diagnosed thumb carpometacarpal joint osteoarthritis: an analysis of Swedish health care. *Arthritis Care Res (Hoboken)*. 2014 Jun; 66(6): 961-5. PubMed PMID: 24339432

Moseley AM, Rahman P, Wells GA, Zadro JR, Sherrington C, et al. (2019) Agreement between the Cochrane risk of bias tool and Physiotherapy Evidence Database (PEDro) scale: A meta-epidemiological study of randomized controlled trials of physical therapy interventions. *PLOS ONE* 14(9): e0222770. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0222770>

Review Manager (RevMan) [Computer program]. Version 5.3. Copenhagen: The Nordic Cochrane Centre, The Cochrane Collaboration, 2014. Available from: <https://training.cochrane.org/online-learning/core-software-cochrane/reviews/revman/revman-5-download>

Salem H, Davis TR. Six year outcome excision of the trapezium for trapeziometacarpal joint osteoarthritis: is it improved by ligament reconstruction and temporary Kirschner wire insertion? *J Hand Surg Eur Vol.* 2012 Mar; 37(3):211-9. doi: 10.1177/1753193411414516. Epub 2011 Oct 24. PubMed PMID: 22025011.

Salibi A, Hilliam R, Burke FD, Heras-Palou C. Prospective Clinical Trial Comparing Trapezial Denervation With Trapeziectomy for the Surgical Treatment of Arthritis at the Base of the Thumb. *J Surg Res.* 2019 Jun; 238:144-151. doi: 10.1016/j.jss.2019.01.011. Epub 2019 Feb 13. PMID: 30771684.

Schünemann H, Brożek J, Guyatt G, Oxman A, editors. GRADE handbook for grading quality of evidence and strength of recommendations. Updated October 2013. The GRADE Working Group, 2013. Available from: <http://guidelinedevelopment.org/handbook>

Snyder EA, Alvarez C, Golightly YM, Renner JB, Jordan JM, Nelson AE. Incidence and progression of hand osteoarthritis in a large community-based cohort: the Johnston County Osteoarthritis Project. *Osteoarthritis Cartilage.* 2020 Apr; 28(4): 446-452. doi: 10.1016/j.joca.2020.02.028. Epub 2020 Feb 19. PubMed PMID: 32084589; PubMed Central PMCID: PMC7108963.

Spekreijse KR, Vermeulen GM, Kedilioglu MA, Slijper HP, Feitz R, Hovius SE, et al. The effect of a bone tunnel during ligament reconstruction for trapeziometacarpal osteoarthritis: A 5-year follow-up. *Journal of Hand Surgery [Internet]*. 2015;40(11): 2214–22. Available from: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhssa.2015.07.011>

Stewart LA, Clarke M, Rovers M, Riley RD, Simmonds M, Stewart G, Tierney JF;PRISMA-IPD Development Group. Preferred Reporting Items for Systematic Review and Meta-Analyses of individual participant data: the PRISMA-IPD Statement. *JAMA.* 2015 Apr 28;313(16):1657-65. doi: 10.1001/jama.2015.3656. PubMed PMID: 25919529.

Vermeulen GM, Slijper H, Feitz R, Hovius SE, Moojen TM, Selles RW. Surgical management of primary thumb carpometacarpal osteoarthritis: a systematic review. *J*

Hand Surg Am. 2011 Jan;36(1):157-69. doi: 10.1016/j.jhsa.2010.10.028. Review. PubMed PMID: 21193136.

Wajon A, Carr E, Edmunds I, Ada L. Surgery for thumb (trapeziometacarpal joint) osteoarthritis. Cochrane Database Syst Rev. 2009;(4):CD004631. Published 2009 Oct 7. doi:10.1002/14651858.CD004631.pub3

Wajon A, Carr E, Edmunds I, Ada L. Surgery for thumb (trapeziometacarpal joint) osteoarthritis. Cochrane Database Syst Rev. 2009 Oct 7;(4):CD004631. doi: 10.1002/14651858.CD004631.pub3. Update in: Cochrane Database Syst Rev. 2015; 2:CD004631. PMID: 19821330.

Wajon A, Vinycomb T, Carr E, Edmunds I, Ada L. WITHDRAWN: Surgery for thumb (trapeziometacarpal joint) osteoarthritis. Cochrane Database Syst Rev. 2017 Apr 3;4(4):CD004631. doi: 10.1002/14651858.CD004631.pub5. PMID: 28368089; PMCID: PMC6478278.

Werthel JD, Dubert T. Use of the entire flexor carpi radialis tendon for basal thumb ligament reconstruction interposition arthroplasty. Hand Surg Rehabil. 2016 Apr;35(2):107-13. doi:10.1016/j.hansur.2016.01.001. Epub 2016 Feb 26. PubMed PMID: 27117124.

Wilkens SC, Bargon CA, Mohamadi A, Chen NC, Coert JH. A systematic review and meta-analysis of arthroscopic assisted techniques for thumb carpometacarpal joint osteoarthritis. J Hand Surg Eur Vol. 2018;43(10): 1098–1105. doi: 10.1177/1753193418757122

Yuan F, Aliu O, Chung KC, Mahmoudi E. Evidence-Based Practice in the Surgical Treatment of Thumb Carpometacarpal Joint Arthritis. J Hand Surg Am. 2017 Feb;42(2): 104-112.e1. doi:10.1016/j.jhsa.2016.11.029. PubMed PMID: 28160900; PubMed Central PMCID: PMC5302845.

Zajonc H, Grill B, Simunovic F, Lampert F, Stark GB, Penna V. [Comparison of the Results of Lundborg's and Sirotakova's Resection-Suspension Arthroplasty for the Treatment of Trapeziometacarpal Joint Osteoarthritis]. Handchir Mikrochir Plast Chir. 2016 Jun; 48(3): 161-7. doi: 10.1055/s-0042-104057. Epub 2016 Jun 16. German. PubMed PMID: 27311074.

Apéndice

1. Estrategia de búsqueda.

("trapeziometacarpal osteoarthritis" OR "trapezio metacarpal osteoarthritis" OR "carpometacarpal osteoarthritis" OR "carpo metacarpal osteoarthritis" OR "thumb osteoarthritis" OR ((osteoarthritis OR osteoarthrosis OR osteoarthritis OR osteoarthrosis OR osteoarthrosis OR osteoarthritis OR "Degenerative Arthritis" OR "Degenerative Arthritides" OR Arthrosis[tw] OR arthroses) AND (carpometacarpal joints OR carpometacarpal joint OR carpometacarpal OR trapeziometacarpal OR thumb OR thumbs OR "thumb base" OR carpometacarpal* OR ((metacarpus OR metacarpal) AND (carpal OR carpus OR carpi OR carpi)) OR ((trapezium OR trapezoid OR trapezium OR trapezial) AND (metacarpus OR metacarpal OR carpal OR carpus OR carpi OR carpi)))))) AND "surgical treatment"