



---

**Universidad de Valladolid**  
**Facultad de Medicina**

**Trabajo Fin de Grado en Medicina**

**Título:**

El índice cintura-talla como marcador de riesgo de  
síndrome metabólico en la infancia.

(Waist-to-height ratio as a risk marker of metabolic syndrome in  
childhood)

**Autor:**

Javier Ochoa Brezmes

**Tutor:**

José Manuel Marugán de Miguelsanz

## Resumen

**Antecedentes y objetivos:** Es conocido que, al margen del grado de sobrepeso global, los individuos con obesidad abdominal tienen un mayor riesgo cardiovascular. La medición del índice de cintura/talla (ICT) facilita la interpretación del grado de obesidad abdominal, aunque no tenemos suficiente información sobre su validez y utilidad en la infancia. El objetivo de este estudio es estimar, a través de una revisión sistemática con metanálisis, la validez del ICT como marcador de riesgo de síndrome metabólico en la infancia y adolescencia.

**Métodos:** Revisión sistemática de la literatura de estudios observacionales sobre la validez o capacidad predictiva del ICT como marcador de agrupación de criterios de síndrome metabólico en la infancia (al menos 2 de los siguientes: glucemia elevada, HDL-colesterol bajo, triglicéridos altos y presión arterial alta). Se realizaron búsquedas bibliográficas en Pubmed, Embase (vía SCOPUS) y CINAHL, sin límite de tiempo. La búsqueda se completó mediante revisión de referencias. Se empleó la escala Newcastle-Ottawa para valorar la calidad. Se realizaron metanálisis con modelos de efectos aleatorios de los principales estimadores de riesgo (RevMan 5,3 y Meta-XL) y validez (paquete MADA de R y MedCalc). Se exploró heterogeneidad y sesgo de publicación.

**Resultados:** Se seleccionaron 31 estudios publicados entre 2002 y 2016 (66.912 sujetos) realizados en distintos continentes. La mayoría eran estudios transversales. Globalmente un ICT alto ( $\geq 0,5$ ) se asoció a un riesgo cuatro veces mayor de síndrome metabólico (OR 4,15; intervalo de confianza del 95% [IC95%] 2,69 a 6,42; 19 subgrupos de 12 estudios con 24.149 sujetos;  $I^2$  94%) y del doble cuando el riesgo se ajustaba por obesidad general (OR ajustado 2,26; IC95% 1,29 a 3,98; 8 subgrupos de 6 estudios con 13.168 sujetos;  $I^2$  85%). El ICT cuantitativamente mostró un área bajo la curva agrupada de 0,76 (IC95% 0,71 a 0,80; 29 subgrupos de 18 estudios con 43.753 sujetos;  $I^2$  98%) y con un punto de corte cercano a 0,5 una sensibilidad de 60% (IC95% 50% a 68,8%) y una especificidad de 79% (IC95% 71,6% a 83,9%). Se encontraron pequeñas diferencias no significativas en los análisis por grupos de edad, sexo y en función del punto de corte y el riesgo de sesgo. La heterogeneidad fue muy alta en todos los análisis.

**Conclusiones:** es hora de incorporar la medición del perímetro de cintura en las revisiones de salud de niños y adolescentes, empleando el ICT como indicador de referencia, ya que mide el riesgo cardiovascular, independientemente del grado de obesidad general. Debemos considerar que un niño con un ICT  $\geq 0,5$  tiene un riesgo cuatro veces mayor de tener agrupación de criterios de síndrome metabólico (para prevalencias del 10% la probabilidad postprueba sería 25%) y que dicho riesgo justifica el inicio de medidas preventivas. No existe un umbral óptimo de ICT que maximice el rendimiento diagnóstico, por lo que pueden emplearse puntos de corte alternativos en función del coste y de la aceptación social de las medidas a adoptar.

**Palabras clave:** síndrome metabólico; riesgo cardiovascular; obesidad; índice cintura/talla.

## Abstract

**Background and Objectives:** It is well known that, regardless of the degree of global overweight, individuals with abdominal obesity have a higher cardiovascular risk. The measurement of the waist/height ratio (WtHR) facilitates the interpretation of the degree of abdominal obesity, although we do not have enough information about its validity and utility in childhood. The aim of this study is to estimate, through a systematic review with meta-analysis, the validity of the WtHR as a marker of metabolic syndrome risk in childhood and adolescence.

**Methods:** Systematic review of published observational studies on the validity or predictive capacity of WtHR as a marker of clustered criteria of metabolic syndrome in childhood (at least two of the following: high glycemia, low HDL cholesterol, high triglycerides and high blood pressure). We searched in Pubmed, Embase (via SCOPUS) and CINAHL, with no limits of time. The search was completed by reviewing references. The Newcastle-Ottawa scale was used to assess quality. Random effects model meta-analyses of risk (RevMan 5,3 and Meta-XL) and validity estimates (MADA package of R and MedCalc) were performed. Heterogeneity and publication bias were evaluated.

**Results:** Thirty-one studies (66,912 subjects), published between 2002 and 2016 and performed in different continents, were selected. Most of them were cross-sectional studies. Overall, a high WtHR( $\geq 0.5$ ) was associated with a four-fold increased risk of clustered criteria of metabolic syndrome (OR 4.15, 95% confidence interval [95% CI] 2.69 to 6.42; 19 subgroups of 12 studies with 24,149 subjects;  $I^2$  94%) and two-fold increased when the risk was adjusted by general obesity (adjusted OR 2.26, 95% CI 1.29 to 3.98, 8 subgroups of 6 studies with 13,168 subjects,  $I^2$  85%). The WtHR, as a quantitative measure, showed a pooled area under the curve of 0.76 (95% CI 0.71 to 0.80; 29 subgroups of 18 studies with 43,753 subjects;  $I^2$  98%) and, as a dicotomous measure, with a cut-off point close to 0.5, a sensitivity of 60% (95% CI 50% to 68.8%) and a specificity of 79% (95% CI 71.6% to 83.9%). Small non-significant differences were found in the analysis by groups of age, sex, cut-off threshold and risk of bias. The heterogeneity was very high in all the analyses.

**Conclusions:** It is time to incorporate the measurement of the waist circumference in regular health checks of children and adolescents, using the WtHR as a reference indicator, since it measures cardiovascular risk, regardless of the degree of general obesity. We must consider that a child with an WtHR  $\geq 0.5$  has a four-fold increased risk of having clustered criteria of metabolic syndrome (for prevalences of 10% posttest probability is 25%) and that this risk justifies the implementation of preventive interventions. There is no optimal WtHR threshold that maximizes diagnostic performance, so alternative cut-off points can be used according to the cost and social acceptance of the interventions to be taken.

**Keywords:** metabolic syndrome; cardiovascular risk; obesity; waist-to-height ratio.

## Introducción:

Las enfermedades cardiovasculares son una de las primeras causas de morbi-mortalidad y tienen un importante impacto en la calidad de vida y el gasto sanitario. En la lucha contra estas enfermedades resulta prioritario el desarrollo de medidas de prevención secundaria y terciaria. Sin embargo, la actuación sobre factores de riesgo modificables, como la obesidad, ya presente en muchos casos desde la infancia, sigue sin recibir la suficiente atención.

Se ha estimado que alrededor del 40% de los niños españoles presentan sobrepeso u obesidad.<sup>1-4</sup> Asimismo sabemos que la obesidad se asocia, ya desde la infancia, a factores de riesgo cardiovascular.<sup>5,6</sup> Además, la obesidad en la infancia se asocia a obesidad en la edad adulta y a enfermedad cardiovascular, tanto si existe o no sobrepeso en edades posteriores.<sup>6-8</sup>

Es conocido que, al margen del grado de sobrepeso global, los individuos con obesidad abdominal tienen un mayor riesgo cardiovascular.<sup>9</sup> De hecho, la obesidad abdominal está más relacionada con estos factores que la obesidad generalizada, por lo que entre los criterios diagnósticos de síndrome metabólico (SM) se encuentra habitualmente un indicador de obesidad abdominal (perímetro de cintura [PC] por encima del percentil 90 para la edad y sexo)<sup>10</sup> y no el índice de masa corporal (IMC). Gran parte de la evidencia procede de estudios en adultos, aunque existen pruebas suficientes de que lo mismo ocurre en la infancia.<sup>11</sup>

Todavía no existe consenso sobre qué factores y qué niveles de riesgo deben emplearse para identificar el SM en la infancia. De hecho se ha recomendado reservar este término para los niños mayores de 10 años.<sup>10</sup> Los criterios más empleados son los de la *International Diabetes Federation* (IDF)<sup>10</sup> que requieren la presencia de obesidad abdominal (PC en <16 años >percentil 90 y en >16 años según sexos masculino o femenino, >94 o >80 cm, respectivamente) y al menos dos de los siguientes criterios: glucemia elevada ( $\geq 100$  mg/dl), HDL-colesterol bajo (<40 mg/dl; <50 mg/dl para mujeres mayores de 16 años), triglicéridos altos ( $\geq 150$  mg/dl) o presión arterial alta (sistólica >135 mmHg y/o diastólica >85 mmHg).

Aunque contamos con curvas de referencia de PC por edad y sexo,<sup>12,13</sup> la medición y valoración relativa requiere un tiempo, que no siempre está disponible en la práctica clínica. Además, esta medición no permite ajustar la magnitud de la cintura al grado de crecimiento del niño evaluado. Por ello se ha extendido el uso del índice cintura/talla (ICT), calculado a partir del cociente entre cintura y talla en centímetros, con un valor de

referencia de riesgo relativamente estable, aplicable a diferentes grupos étnicos, de edad y sexo. Para la edad adulta el umbral del ICT superior a 0,5 se ha generalizado como criterio de riesgo alternativo al PC.<sup>9</sup>

Existe información heterogénea de que también en la infancia y adolescencia el ICT se asocia a factores de riesgo cardiovascular, tanto por separado como agrupados<sup>14</sup>, pero no se ha establecido de forma sistemática su capacidad predictiva, ni un criterio o valor concreto de referencia. Aunque el punto de corte más estudiado y usado es  $ICT \geq 0,5$ , es posible que este umbral sea diferente según el grupo étnico, la edad y el sexo, por lo que deben realizarse estudios para establecer el marcador de riesgo más eficiente.<sup>11</sup>

El objetivo de este estudio es estimar, a través de una revisión sistemática con metanálisis, la validez del ICT como marcador de riesgo de síndrome metabólico en la infancia y adolescencia, diferenciando la información disponible por sexos y grupos de edad y estableciendo la potencial utilidad de distintos puntos de corte en la identificación de la población de riesgo.

#### **Métodos:**

Revisión sistemática de la literatura de estudios observacionales sobre la validez o capacidad predictiva del ICT como marcador de riesgo cardiovascular en la infancia (revisión registrada en *International prospective register of systematic reviews* PROSPERO 2017: CRD42017054428; disponible en [http://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display\\_record.asp?ID=CRD42017054428](http://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/display_record.asp?ID=CRD42017054428)). Se siguieron los procedimientos recomendados por la declaración PRISMA.

**Tipos de estudios:** estudios observacionales de cohortes, prospectivos o retrospectivos, y transversales.

**Tipos de participantes:** niños y adolescentes menores de 18 años que tengan mediciones simultáneas o seriadas de ICT y otros criterios de SM (presión arterial, glucemia en ayunas, insulina, triglicéridos, colesterol total y/o fracciones HDL y/o LDL). Se excluyeron los estudios en los que no se analizó la presencia simultánea de al menos dos de los criterios de SM y aquellos en los que sólo se incluyó población obesa.

**Exposición y comparación evaluadas:** ICT como variable continua o dicotómica (ICT por encima o debajo de un punto de corte).

**Medidas de resultado:** presencia o ausencia de criterios de SM (hipertrigliceridemia, dislipemia, glucemia en ayunas elevada, hiperinsulinismo, HDL colesterol bajo, colesterol

total o LDL altos, presión arterial elevada); puntuaciones de riesgo de SM (suma de los valores de los criterios de SM estandarizados); prevalencias, razones de prevalencia, riesgos relativos, odds ratios [OR] e indicadores de validez (sensibilidad, especificidad, áreas bajo la curva [ABC] de las características operativas del receptor [ROC]).

**Estrategia de búsqueda para la identificación de los estudios:** realizamos búsquedas bibliográficas en las bases de datos Pubmed, Embase (vía SCOPUS) y CINAHL, de artículos publicados en inglés, español, francés, alemán, portugués e italiano, sin límite de tiempo. La estrategia empleada en Pubmed fue: ("W-HtR" or "WC/height" or "WHtR" or "waist:height ratio" or "waist-to-height ratio" or "waist to height ratio" or "wthr" or "Waist-Height Ratio"[Mesh] or "Waist-to-height" or "waist to height" or "waist height" or "waist circumference to height") AND ("Risk"[Mesh] or "Metabolic Syndrome X"[Mesh] or "Cholesterol, HDL"[Mesh] or "Triglycerides"[Mesh] or "Insulin Resistance"[Mesh] or "Hyperlipidemias"[Mesh] or "Hyperglycemia"[Mesh] or "Hypertension"[Mesh] or "Blood Pressure"[Mesh] or "Insulin resistance" or "Dyslipidemia" or "Hyperlipidemia" or "Hypertension" or "hyperglycemia" ) AND ("infant"[MeSH Terms] or "child"[MeSH Terms] or "adolescent"[MeSH Terms] or infant or child or adolescent). En las otras bases de datos se usaron búsquedas adaptadas de esta con filtros de exclusión de referencias comunes a Pubmed. La búsqueda se completó mediante revisión de referencias bibliográficas de los artículos examinados a texto completo.

**Revisión de trabajos:** Dos evaluadores leyeron los títulos y resúmenes de los artículos localizados por las búsquedas, para descartar estudios que no cumplieran criterios de inclusión. Una vez recuperados los artículos relevantes, ambos evaluadores analizaron el texto completo, para poder juzgar el cumplimiento de los criterios de inclusión en la revisión. Toda discordancia en la evaluación se resolvió por consenso.

**Evaluación de la calidad de los estudios:** Se emplearon las escalas NewCastle-Ottawa para estudios observacionales. Quality Assessment Tool for Observational Cohort and Cross-Sectional Studies (disponibles en <https://www.nhlbi.nih.gov/health-pro/guidelines/in-develop/cardiovascular-risk-reduction/tools/cohort>).

**Extracción de datos:** dos evaluadores examinaron los artículos y extrajeron los datos: autores, años de publicación y ejecución, criterios de inclusión/exclusión, método de muestreo, tamaño muestral, métodos y criterios de medición, puntos de corte de ICT, criterios de SM (agrupación de criterios o puntuación de sumatorio de criterios estandarizados), valores perdidos, prevalencia de SM y estimaciones de riesgo (razones de prevalencia, riesgos relativos, OR ajustadas o no ajustadas), correlación, validez (ABC

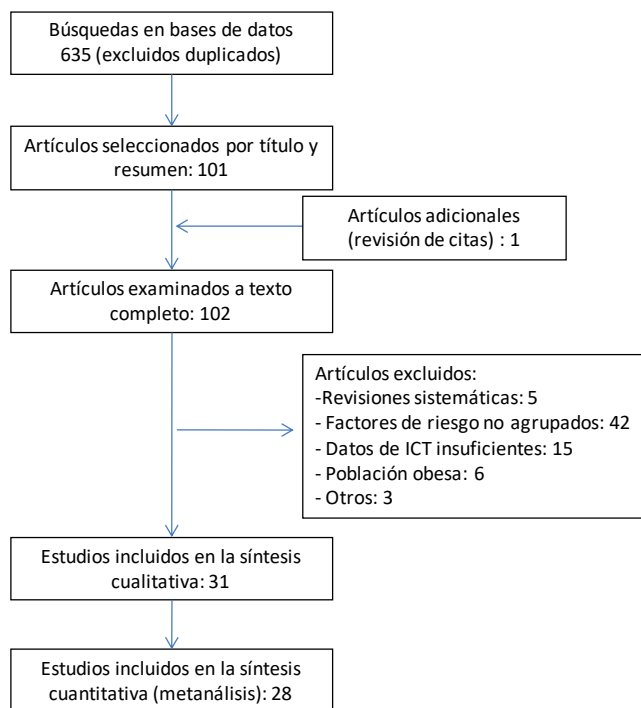
ROC, sensibilidad, especificidad) y diferencias de medias, con sus intervalos de confianza o errores estándar.

**Análisis estadístico:** se realizaron estimaciones descriptivas resumen de todas las medidas de resultado comunes a al menos tres estudios, siempre que fueran metodológicamente homogéneos. Se realizaron metanálisis de los principales estimadores de riesgo, correlación y validez, usando RevMan 5.3 (OR), Meta-XL (índice LFK), paquete MADA de R (modelo bivariante para estimación de sensibilidad y especificidad) y MedCalc (ABC ROC). La heterogeneidad entre estudios se estimó usando gráficos de árbol y el estadístico  $I^2$ . El sesgo de publicación se valoró usando los gráficos de embudo y el índice LFK (estimado con Meta-XL). Considerando la heterogeneidad existente entre estudios los resultados se expresaron siguiendo modelos de efectos aleatorios. Cuando los datos disponibles lo permitieron se realizaron análisis de subgrupos por sexo, edad, punto de corte o riesgo de sesgo.

## **Resultados:**

Se seleccionaron 31 estudios (figura 1) que cumplían los criterios de inclusión para la síntesis cualitativa. En la tabla 1 se presentan sus características metodológicas. Los estudios estaban publicados entre 2002 y 2016, con muestras de 66.912 pacientes examinados entre 1993 y 2014, 12 en Europa, ocho en Asia, seis en Sudamérica, tres en Norteamérica y dos en África. La mayoría eran estudios transversales, por sólo dos de cohortes. Los tamaños muestrales oscilaron entre 79 y 16.914 sujetos (mediana 1100; rango intercuartílico 2830), con edades desde los 3 a los 18 años (14 estudios incluían menores de 10 años, pero sólo dos de forma exclusiva). En 16 trabajos se habían establecido a priori puntos de corte para ICT, en la mayoría ICT superior a 0,5 (intervalo 0,45 a 0,55). Otras variables de exposición medidas fueron: IMC, PC, índice cintura/cadera, pliegues cutáneos, bioimpedanciometría y ergometría.

**Figura 1.- Algoritmo de búsqueda y selección de artículos.**



Con respecto a la medición del efecto, en ocho estudios se elaboraron puntuaciones o escalas de riesgo (en seis de ellos sumatorio de valores estandarizados de los factores de riesgo), considerando de alto riesgo, en siete de ellos, puntuaciones por encima de una desviación estándar (DE) o del percentil 90. En 14 estudios se valoró la presencia de los cuatro criterios IDF (triglicéridos elevados, HDL-colesterol bajo, glucemia en ayunas elevada e hipertensión), mientras que en otros 10 se incluyeron otros factores de riesgo (colesterol total y/o LDL e insulina). En siete estudios se incluyó en la valoración del SM el PC y en uno el porcentaje de sobrepeso.

La valoración de la calidad de los estudios seleccionados se resume en la tabla 1 (anexo detallado disponible), oscilando entre 3 y 7 puntos para estudios transversales (sobre 8 puntos) y entre 7 y 8 puntos para estudios de cohortes (sobre 9 puntos). Sólo en seis estudios transversales se justificó el porcentaje de respuesta sobre la población de estudio. Dieciocho estudios tenían un tamaño muestral suficientemente amplio para ofrecer estimaciones precisas. En todos los trabajos se realizaron ajustes por edad y sexo, pero sólo en siete ajustes entre medidas antropométricas (PC, IMC) que permitieran estimar el riesgo atribuible a cada una de ellas. La inclusión del PC o del porcentaje de obesidad entre los criterios (en ocho estudios) se consideró un posible sesgo de clasificación en el análisis.



Tabla 1.- Características de los estudios incluidos.

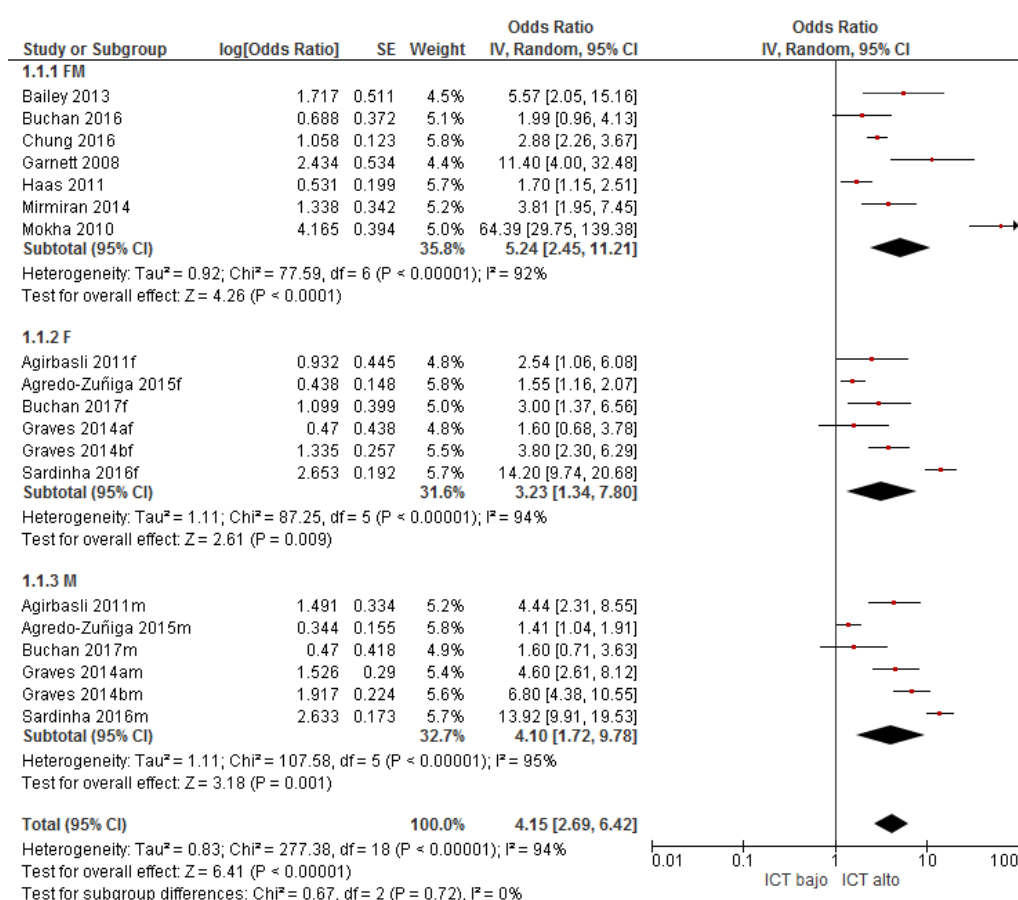
Autor / Países/Años	Diseño <sup>a</sup>	N (edad) <sup>b</sup>	Exposición <sup>c</sup>	Efecto
Adegboye 2010 Estonia, Dinamarca, Portugal 1997-2000	ET (6/8)	2837 (GA: 1451, 8,2-11,3 a.; GB: 1384, 14-17,3 a.)	ICT (GA 0,43 [0,04]; GB 0,41 [0,04]); IMC, PC	≥3 factores de riesgo (CT≥4,4 mmol/l; HDL-C<1,03 mmol/l (niños) y 1,29 mmol/l (niñas); TG≥1,1 (<10 a.) y 1,5 mmol/l (≥10 a.); PAS y/o PAD ≥P90; glucosa≥5,6 mmol/l; insulina >55 (prepuber) >97 pmol/l (púber); baja forma física aeróbica) >1 DE suma de puntuaciones Z.
Agirbasli 2011 Turquía 2007-2008	ET (6/8)	1194 (9 a.)	ICT (>0,5: 13,5%); IMC, PC, ICC, pliegues	≥2 Criterios IDF (distintos de PC)
Agredo-Zuñiga 2015 Colombia	ET (7/8)	1672 (10-18 a.); SM 831; SF 841	ICT (>percentil 75: 0,44; mediana SM 0,42; SF 0,41); PC; IMC; Pliegues cutáneos	≥2 factores de riesgo (TG ≥110 mg/dl, HDL-C ≤40 mg/dl; PAS y/o PAD ≥Per90; glucosa ≥100 mg/dl; LDL-C ≥130 mg/dl)
Arnaiz 2010 Chile 2005-2006	ET (4/8)	209 (6-16 a.); SM 105; SF 104; Sobrerrepresentación de obesos	ICT (>0,55; 0,53 [0,08])	≥1, 2 o 3 criterios Cook (PC ≥Per90, HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90); Riesgos calculados excluyendo y sin excluir PC
Bailey 2013 Reino Unido	ET (5/8)	234 (10-19 a.); SM 112; SF 122	ICT (>0,5; 16,7% [SM 9,8%; SF 23%]; PC, Ergometría, BIM	≥2 criterios (Criterios: CT ≥200 mg/dl, HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥ 5,6 mmol/L y PAS y/o PAD ≥ Per90);
Barzin 2013 Irán 1999-2001	EC (8/9)	1100 (GA 11-14 a: 531 [SF/SM: 281/259]; GB 15-18 a: 569 [SF/SM: 336/236])	ICT (GA SF/SM 0,43/0,42 [0,05]; GB SF/SM 0,44/0,41 [0,05/0,04]); IMC, PC	Seguimiento 10,2 años ≥ 3 criterios Cook ( <b>Incluido PC</b> ≥91/89 [SF/SM], HDL-C <50/40 [SF/SM] mg/dl o tratamiento, TG ≥150 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS ≥130 y/o PAD ≥ 80 o tratamiento)
Bauer 2015 EEUU	ET (7/8)	6097 (10-13 a.; SF 3195; SM 2902)	ICT (0,50 [SF/SM 0,08/0,10]); IMC, PC	≥1, 2 o 3 criterios (CT≥130 mg/dL, HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥130 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl, insulina ≥30 uU/ml y PAS y/o PAD ≥ Per95);
Benmohammed 2015 Argelia 2007	ET (5/8)	1100 (12-18 a.; SF 563; SM 537)	ICT (>0,50; SF 0,47 [0,07]; SM 0,45 [0,06]); IMC, PC	≥3 Criterios de Cook ( <b>incluido PC</b> >Per90; HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥110 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90); Criterios IDF (PC>80 + ≥ otros 2 Criterios: HDL-C < 40 mg/dl [<50 SF ≥16 a.], TG ≥150 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS ≥130 y/o PAD ≥ 85)
Buchan 2017 Reino Unido 2010-2014	ET (6/8)	547 (10,4-17,6 a.; SM 52%)	ICT (≥0,50; 11%); IMC, Ergometría	>1 DE suma de puntuaciones Z (TG; glucosa, PAS, HDL-C invertido); ≥2 criterios: TG ≥1,24 mmol/L; HDL-C ≥1,03 mmol/L; glucosa ≥5,6 mmol/L; PAS>Per91
Buchan 2016 Reino Unido	ET (5/8)	223 (5,4-12,3 a.; SM 55,2%)	ICT (≥0,50; 0,46 [0,04]); IMC, PC	>1 DE suma de puntuaciones Z (TG; glucosa, PAS, HDL-C invertido); ≥2 criterios: TG ≥1,24 mmol/L; HDL-C ≤1,03 mmol/L; glucosa ≥5,6 mmol/L; PAS>Per91
Campagnolo 2011 Brasil 2001-2002	ET (6/8)	315 (3-4 a.; 0,49 [0,03])	ICT (>SF/SM 0,49/0,51; 0,49 [0,03]); IMC, PC	2 Criterios: HDL-C < 35 mg/dl, LDL-C ≥110 mg/dl, TG ≥150 mg/dl y PAS ≥130 y/o PAD ≥ 85
Chung 2016 Korea 1998-2008	ET (5/8)	4068 (10-19 a.; SF/SM 1929/2139)	ICT (≥0,50; SF/SM 7,7%/8,1%); IMC, PC	≥2 Criterios IDF: HDL-C < 40 mg/dl [<50 SF ≥16 a.], TG ≥150 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS ≥130 y/o PAD ≥ 85
Faria 2014 Brasil 2006-2007	ET (3/8)	100 SF (14-17 a.)	ICT (no datos descriptivos); IMC, PC, BIM	Criterios IDF adaptados ( <b>incluido PC</b> >Per90 + ≥ otros 2 Criterios: HDL-C < 45 mg/dl, TG ≥100 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90)
Elizondo-Montemayor 2011 Méjico 2010	ET (3/8)	261 (6-12 a.): 214 con sobrepeso obesidad	ICT (no datos descriptivos); IMC, PC, BIM	≥3 Criterios de Cook ( <b>incluido PC</b> >Per90; HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥110 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90);
Freedman 2007 EEUU 1993-1994	ET (7/8)	315 (5-17 a.)	ICT (SF/SM 0,45/0,46 [0,06/0,06]); IMC, PC	≥ Per90 de la suma de puntuaciones Z (TG; insulina, [PAS+PAD]/2, LDL-C, HDL-C invertido);
Garnett 2008 Australia 2004-2005	ET (5/8)	164 (14-15 a.; SF/SM 78/86)	ICT (≥0,50; 18,9%); IMC, PC	≥3 criterios: TG ≥Per80; HDL-C ≤Per20; insulina ≥Per80; glucosa ≥6,1 mmol/L; PAS≥Per90
Gonçalves 2015 Brasil	ET (5/8)	290 (6-10 a.; SF/SM 132/158)	ICT (SF/SM 0,45/0,46 [0,06/0,06]); IMC, PC, Ergometría	≥3 criterios (LDL-C >100 mg/dl, HDL-C < 50 mg/dl, TG > 100 mg/dl, glucosa >100 mg/dl, insulina ≥Per80, PAS y/o PAD ≥Per80)

Autor / Países/Años	Diseño <sup>a</sup>	N (edad) <sup>b</sup>	Exposición <sup>c</sup>	Efecto
Gracia-Marco 2016 Europa 2006-2007	ET (6/8)	748 (12,5-17,49 a.; SF/SM 383/365)	ICT (0,4 [0,1]); IMC, PC, Pliegues cutáneos	≥ 1 DE de la suma de puntuaciones Z (TG; CT/HDL-C, HOMA-IR, PAS, Proteína C reactiva, Consumo máximo de oxígeno)
Graves 2014 Reino Unido 2001-2006	EC (7/9) ET (7/8)	2706 niños (7-9 a.) 2858 adolescentes (15 a.)	ICT (≥0,50; SF/SM 7,4%/6,2%) a los 7-9 a. y a los 15 a.; IMC	≥3 criterios a los 15 años: TG ≥1,7 mmol/L, LDL-C ≥2,79 mmol/L, HDL-C <1,03 mmol/L, glucosa ≥5,6 mmol/L, insulina ≥16,95 IU/L, PAS ≥130 o PAD ≥85
Haas 2011 Alemania 2000-2007	ET (5/8)	3850 (3-11 a.; SF/SM 1869/1981)	ICT (≥Per90; SF/SM 9,2/9,8%; 0,44/0,45 [0,04/0,04]); IMC, PC, Pliegues cutáneos	≥3 criterios (LDL-C >130 mg/dl, HDL-C < 40 mg/dl, TG > 150 mg/dl No HDL-C > 123 mg/dl, Cociente TG/HDL-C > 1,5, glucosa >100 mg/dl Hipertensión)
Hara 2002 Japón	ET (4/8)	GA: 374 (9-10 a.) GB: 506 (12-13 a.)	ICT (GA 0,43 [0,05]); GB: SF/SM 0,41 [0,05]; IMC, PC, ICC, Pliegues cutáneos	Escala puntos: CT mg/dl (≥280 6; ≥240 3; ≥200 y ≤119 1; ≤99 2); TG mg/dl (≥200 3; ≥160 1); PAD (≥90 3); PAS/PAD (GA ≥135/80 GB ≥140/80 2); <b>Porcentaje sobrepeso</b> (≥50% 3; ≥30% 2; ≥20% 1)
Jung 2010 Alemania	ET (4/8)	79 (SM; 13-17 a.)	ICT (mediana 0,46 [RIC 0,15]); IMC, PC, ICC	Criterios IDF adaptados ( <b>incluido PC</b> ; TG ≥1,69 mmol/L, LDL-C ≥2,6 mmol/L, HDL-C <1,03 mmol/L, PAS y/o PAD ≥ Per90)
Khashayar 2013 Irán 2009-2010	ET (6/8)	5738 (10-18 a.; SF/SM 2875/ 2863)	ICT (>0,5; SF/SM 17,8%/15%); IMC, PC	≥1, 2 o 3 criterios: 1) dislipemia: HDL-C < 40 mg/dl o CT >200 mg/dl; a.), TG ≥150 mg/dl, 2) glucosa ≥100 mg/dl; 3) PAS y/o PAD ≥ Per90
Lu 2010 China 2006	ET (6/8)	1665 (13-15 a.; SF/SM 819/846)	ICT (≥0,46; SF/SM 15,7%/23,1%); IMC	2 criterios simultáneos: 1) dislipemia TG ≥1,70 mmol/L y/o HDL-C <1,03 mmol/L; 2) glucosa ≥100 mg/dl
Maffei 2008 Italia 2003-2004	ET (6/8)	1479 (5-15 a.; SF/SM 739/740; 1/3 obeso-sobrepeso)	ICT (>0,5; 25,4%); IMC, PC	≥2 Criterios: HDL-C <Per5, TG ≥Per95, glucosa ≥100 mg/dl y PAS y/o PAD >Per95
Matsha 2013 Suráfrica 2007-2008	ET (6/8)	1272 (10-16 a.; SF/SM 776/496)	ICT (SF/SM 0,45/0,42); IMC, PC, ICC	≥2 Criterios IDF: HDL-C <40 mg/dl, TG ≥150 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS ≥130 y/o PAD ≥ 85
Mirmiran 2014 Irán 2007	ET (4/8)	134 (10-18 a.; SF/SM 68/66)	ICT (SF/SM 0,46/0,49 [0,05/0,06]); IMC, PC, BIM	≥3 Criterios de Cook adaptados ( <b>incluido PC</b> >Per90; HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90);
Mokha 2010 EEUU	ET (7/8)	3091 (4-18 a.; SF/SM 1619/1619)	ICT (≥0,50; 20,9%); IMC	≥3 Criterios de Cook ( <b>¿incluido PC?</b> )
Moreira 2011 Portugal	ET (6/8)	517 (15-18 a.; SF/SM 297/220)	ICT (SF/SM 0,48/0,47); IMC, PC	>1 DE suma de puntuaciones Z (cociente CT/HDL-C, TG; HOMA, PAS)
Sardinha 2016 Estonia, Dinamarca, Portugal 1998-2009	ET (7/8)	4255 (8-17 a.; SF/SM 2191/2064)	ICT (SF/SM 0,44/0,44); IMC, PC	>1 DE suma de puntuaciones Z (HDL-C invertido, TG; [PAS+PADx2]/3; HOMA)
Zhou 2014 China 2010	ET (5/8)	16914 (7-17 a.; SF/SM 8071/8843)	ICT (0,43 [0,05]); IMC, PC	≥3 Criterios de Cook ( <b>incluido PC</b> >Per90; HDL-C ≤ 40 mg/dl, TG ≥110 mg/dl, glucosa ≥100 mg/dl y PAS y/o PAD ≥ Per90)

<sup>a</sup> Diseño y puntuación de calidad (Escala NewCastle-Otawa; ver tablas anexas detalladas). <sup>b</sup> N global y por subgrupos (ej: **Masculino/Femenino**). <sup>c</sup> Medias o medianas [desviación típica o rango intercuartílico (RIC)] o Punto de corte (>) y porcentaje (%)  
a años; BIM bioimpedanciometría; CT colesterol total; DE desviación estándar; EC estudio de cohortes; ET estudio transversal; SF sexo femenino; G grupo; HDL-C HDL colesterol; HOMA: homeostatic model assessment (glucosa x insulina /22,5); ICC índice cintura-cadera; ICT índice cintura-talla; IDF International Diabetes Federation; IMC índice de masa corporal; SM sexo masculino; PAS presión arterial sistólica; PAD presión arterial diastólica; PC perímetro cintura; Per percentil; TG triglicéridos;

El criterio de medición del efecto fue muy heterogéneo. En 13 se valoró la validez del ICT por encima del punto de corte para identificar agrupación de criterios de SM, con estimaciones de sensibilidad y especificidad<sup>15-27</sup>, en 18 se estimó el ABC de las mediciones progresivamente crecientes de ICT para clasificar el SM<sup>15-23,25-33</sup>, en tres se midió el coeficiente de correlación entre las mediciones de ICT y la escala de SM<sup>23,34,35</sup>, en 12 las OR asociadas a ICT alto para SM<sup>5,17,18,24,27,32,34,36-40</sup>, en seis las OR ajustadas por otra medida de obesidad asociadas a ICT alto<sup>5,34,36,38,41,42</sup> y en dos el aumento de riesgo (OR) asociado a cada unidad de aumento de ICT<sup>43,44</sup>. La prevalencia de agrupación de criterios de SM se situó alrededor del 10%.

**Figura 2.- Metanálisis de riesgo (OR) de ICT alto para agrupación de criterios de SM. Subgrupos de sexo (F femenino, M masculino, FM combinado)**



En la figura 2 se presenta el metanálisis de las OR de ICT alto/bajo para SM con análisis de subgrupos por sexos. Globalmente un ICT alto ( $\geq 0,5$ ) se asocia a un riesgo cuatro veces mayor de SM (OR 4,15; intervalo de confianza del 95% [IC95%] 2,69 a 6,42; 19 subgrupos de 12 estudios con 24.149 sujetos; I<sup>2</sup> 94%). En la tabla 2 se presentan los resultados resumidos y los análisis por subgrupos de sexo, edad y exclusión del PC en la clasificación del SM, que no muestran diferencias estadísticamente significativas. En los estudios donde se midió el riesgo simultáneamente para otras medidas (IMC o PC) no había diferencias significativas. El metanálisis (figura no mostrada) de las estimaciones de riesgo (OR)

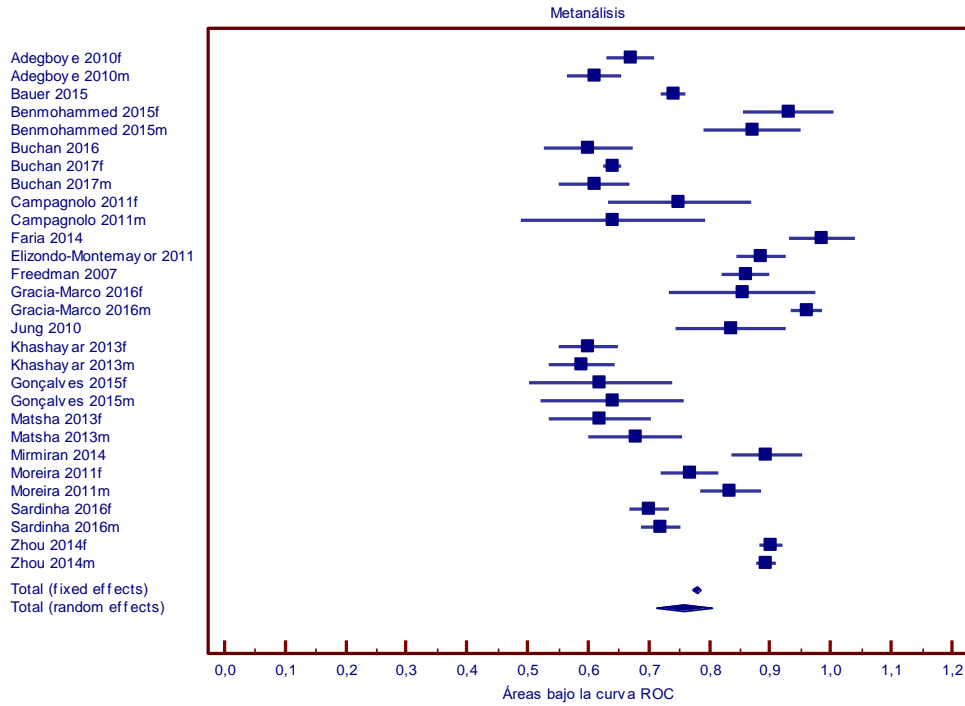
ajustadas por otras medidas (fundamentalmente IMC) mostró un OR ajustado de 2,26 (IC95% 1,29 a 3,98; 8 subgrupos de 6 estudios con 13.168 sujetos;  $I^2$  85%). La evaluación gráfica del sesgo de publicación mostró un bajo riesgo para la OR cruda (índice LFK 1,52; gráficos de embudo no mostrados) y alto para la OR ajustada (índice LFK 3,17).

**Tabla 2.- Resumen de metanálisis con análisis de subgrupos para agrupación de criterios de SM.**

<b>Subgrupos</b>	<b>Estudios (subgrupos)</b>	<b>n</b>	<b>Medida</b>	<b>IC95%</b>	<b><math>I^2</math></b>	
<b>Riesgo de SM</b>			<b>OR</b>			
Global	12(19)	24149	4,15	(2,69 a 6,42)	94%	
Excluido PC	10(17)	20924	3,58	(2,34 a 5,48)	93%	
Sexo femenino	5(6)	6877	3,23	(1,34 a 7,80)	94%	
Sexo masculino	5(6)	6503	4,10	(1,72 a 9,78)	95%	
< 10 años	6(9)	14475	3,14	(2,12 a 4,63)	85%	
≥ 10 años	7(10)	9674	5,41	(2,53 a 11,54)	94%	
<b>Riesgo ajustado SM</b>			<b>ORa</b>			
Global ajustado	6(8)	13168	2,26	(1,29 a 3,98)	85%	
Excluido PC	5(7)	10077	1,62	(1,05 a 2,52)	74%	
<b>Validez diagnóstica SM</b>			<b>ABC</b>			
Global	18(29)	43753	0,76	(0,71 a 0,80)	98%	
Excluido PC	13(22)	25784	0,71	(0,66 a 0,75)	97%	
Sexo femenino	12(12)	17185	0,75	(0,68 a 0,83)	98%	
Sexo masculino	12(12)	17385	0,74	(0,67 a 0,82)	97%	
< 10 años	8(13)	27562	0,74	(0,67 a 0,80)	97%	
≥ 10 años	10(16)	16191	0,78	(0,71 a 0,84)	98%	

En la figura 3 se presenta el metanálisis de las áreas bajo la curva ROC. El ICT mostró una ABC agrupada de 0,76 (IC95% 0,71 a 0,80; 29 subgrupos de 18 estudios con 43.753 sujetos;  $I^2$  98%).

**Figura 3.- Metanálisis de las áreas bajo la curva ROC**

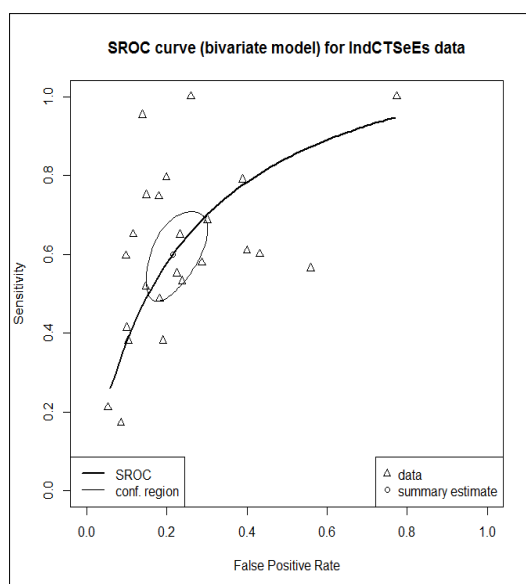


En la figura 4 se presenta el metanálisis de la sensibilidad y especificidad de ICT alto (la mayoría  $\geq 0,5$ ) para SM. En la figura 5 se reproduce el análisis bivalente agrupado que permite estimar una sensibilidad de 60% (IC95% 50% a 68,8%) y una especificidad de 79% (IC95% 71,6% a 83,9%). En la tabla 3 se presentan los análisis de subgrupos por sexos, edad, punto de corte y riesgo de sesgo (inclusión del PC entre los criterios de SM).

**Figura 4.- Metanálisis de sensibilidad y especificidad de ICT alto**

Study	TP	FP	FN	TN	Sexo	Sensitivity (95% CI)	Specificity (95% CI)	Sensitivity (95% CI)	Specificity (95% CI)
Bauer 2015	783	1497	357	3460	FM	0.69 [0.66, 0.71]	0.70 [0.69, 0.71]		
Benmohammed 2015f	3	131	0	372	F	1.00 [0.29, 1.00]	0.74 [0.70, 0.78]		
Benmohammed 2015m	9	66	3	375	M	0.75 [0.43, 0.95]	0.85 [0.81, 0.88]		
Buchan 2016	22	103	17	81	FM	0.56 [0.40, 0.72]	0.44 [0.37, 0.52]		
Buchan 2017f	28	86	18	129	F	0.61 [0.45, 0.75]	0.60 [0.53, 0.67]		
Buchan 2017m	30	102	20	134	M	0.60 [0.45, 0.74]	0.57 [0.50, 0.63]		
Campagnolo 2011f	15	46	4	72	F	0.79 [0.54, 0.94]	0.61 [0.52, 0.70]		
Campagnolo 2011m	13	37	7	122	M	0.65 [0.41, 0.85]	0.77 [0.69, 0.83]		
Elizondo-Montemayor 2011	55	140	0	41	FM	1.00 [0.94, 1.00]	0.23 [0.17, 0.29]		
Freedman 2007	162	262	87	1982	FM	0.65 [0.59, 0.71]	0.88 [0.87, 0.90]		
Goncalves 2015f	22	27	16	67	F	0.58 [0.41, 0.74]	0.71 [0.61, 0.80]		
Goncalves 2015m	18	22	19	99	M	0.49 [0.32, 0.66]	0.82 [0.74, 0.88]		
Gracia-Marco 2016f	50	57	17	259	F	0.75 [0.63, 0.84]	0.82 [0.77, 0.86]		
Gracia-Marco 2016m	61	42	3	259	M	0.95 [0.87, 0.99]	0.86 [0.82, 0.90]		
Graves 2014af	11	122	53	1302	F	0.17 [0.09, 0.29]	0.91 [0.90, 0.93]		
Graves 2014am	22	67	82	1197	M	0.21 [0.14, 0.30]	0.95 [0.93, 0.96]		
Graves 2014bf	34	339	30	1085	F	0.53 [0.40, 0.66]	0.76 [0.74, 0.78]		
Graves 2014bm	43	126	61	1138	M	0.41 [0.32, 0.51]	0.90 [0.88, 0.92]		
Matsha 2013f	16	140	26	594	F	0.38 [0.24, 0.54]	0.81 [0.78, 0.84]		
Matsha 2013m	16	26	47	407	M	0.25 [0.15, 0.38]	0.94 [0.91, 0.96]		
Moreira 2011f	31	24	21	221	F	0.60 [0.45, 0.73]	0.90 [0.86, 0.94]		
Moreira 2011m	31	36	8	145	M	0.79 [0.64, 0.91]	0.80 [0.74, 0.86]		
Sardinha 2016f	211	407	172	1401	F	0.55 [0.50, 0.60]	0.77 [0.75, 0.79]		
Sardinha 2016m	187	252	174	1451	M	0.52 [0.47, 0.57]	0.85 [0.83, 0.87]		

**Figura 5.- Análisis bivalente de sensibilidad y especificidad de ICT alto**



**Tabla 3.- Análisis de subgrupos del metanálisis de sensibilidad (Se) y especificidad (Es)**

Subgrupos	Estudios (subgrupos)	n	Se	IC95%	Es	IC95%	ABC
Global	13(24)	23665	60,0%	(50,5% a 68,8%)	78,4%	(83,9% a 71,6%)	0,755
Excluido PC	11(21)	22470	56,7%	(47,7% a 65,2%)	80,3%	(85,1% a 74,5%)	0,754
Punto corte 0,5	7(13)	11208	60,0%	(41,2% a 76,9%)	80,9%	(88,1% a 70,8%)	0,793
Puntos corte <0,5	5(9)	6063	62,9%	(51,5% a 73,1%)	73,5%	(81,7% a 63,2%)	0,733
Sexo femenino	9(10)	7659	55,8%	(43,3% a 67,6%)	78,0%	(84,0% a 70,6%)	0,741
Sexo masculino	9(10)	6957	58,5%	(41,7% a 73,5%)	84,5%	(89,4% a 77,9%)	0,822
< 10 años	7(11)	10669	57,0%	(40,3% a 72,2%)	76,3%	(86,6% a 61,6%)	0,719
≥ 10 años	7(13)	12996	53,4%	(52,1% a 73,4%)	80,0%	(85,0% a 73,9%)	0,794

### Discusión:

Esta revisión sistemática muestra que el ICT se asocia a un mayor riesgo de agrupación de criterios de SM. Un ICT alto supone un riesgo al menos cuatro veces mayor (OR 4,15; IC95% 2,69 a 6,42), cuando sólo se tiene en cuenta el ICT, y de al menos dos veces mayor (OR ajustado 2,26; IC95% IC 95% 1,29 a 3,98), cuando se tiene en cuenta el grado de obesidad general (IMC). La utilidad diagnóstica del ICT es buena considerando su valor cuantitativo (ABC 0,76; IC95% 0,71 a 0,80), y a mayor ICT el riesgo es progresivamente creciente con una buena validez diagnóstica (ABC 0,76; IC95% 0,71 a 0,80).

Sin embargo, ni en los resultados de los estudios individuales, ni en el análisis agrupado de esta revisión, se ha podido encontrar un valor de corte de ICT que optimice la detección de SM. Las curvas ROC de los estudios individuales presentan una pendiente progresiva sin puntos de inflexión que permitan maximizar la sensibilidad, sin pérdida de especificidad o viceversa. Del análisis de validez diagnóstica para puntos de corte cercanos a ICT ≥0,5

resultan valores discretos de sensibilidad (60%) y aceptables de especificidad (79%). El uso de puntos de corte inferiores presenta una discreta mejora de la sensibilidad, que no compensa de la pérdida de especificidad; en todo caso, las diferencias no resultan estadísticamente significativas. Por ello, cualquiera que sea el punto de corte que elijamos, alto para maximizar la especificidad (evitar falsos positivos) o bajo para maximizar la sensibilidad (evitar falsos negativos), va a llevar a errores de clasificación.

Del análisis de subgrupos de edad y sexo podemos destacar que, aunque no haya diferencias estadísticamente significativas, las estimaciones de riesgo son menores en los grupos femenino y menor de 10 años, como reflejo de una menor prevalencia de agrupación de criterios de SM en estos grupos. No se observan variaciones en las estimaciones de ABC, pero sí en las de sensibilidad y especificidad, lo que sugiere que en dichos grupos podrían ser necesarios puntos de corte de ICT ajustados. En cuanto a la exclusión de los estudios que han valorado el PC entre los criterios de SM, se puede observar que se produce una reducción en las estimaciones de validez, aunque no son cambios estadísticamente significativos.

Si usamos el ICT como marcador de riesgo, podemos asumir que los niños o adolescentes con un ICT elevado (mayor o igual a 0,5) tienen una probabilidad de tener agrupación de otros criterios de SM de aproximadamente el 25% (para una prevalencia del 10%), mientras que en los que tienen un ICT normal-bajo esa probabilidad sería aproximadamente del 5%. Además, a mayor ICT más alto será el riesgo. En función de cuál sea la prevalencia en el grupo poblacional donde vamos a explorar el riesgo cardiovascular, convendrá usar puntos de corte alternativos, aunque siempre aceptando que ninguno será óptimo. Por ello, será una decisión de salud pública emplear uno u otro punto de corte, según el coste y la aceptación de los estudios y medidas preventivas a implantar.

Una revisión sistemática reciente<sup>14</sup> ha evaluado la capacidad predictiva de las medidas antropométricas, IMC, ICT y PC, en la infancia y adolescencia, para los distintos factores de riesgo cardiovascular, por separado y agrupados. Esta revisión concluyó que el ICT resulta útil como marcador de riesgo cardiovascular, sin diferencias con las otras medidas antropométricas. No obstante, esta revisión sólo analizó el ABC, como medida de resultado, y no otros estimadores de validez (sensibilidad o especificidad), ni de riesgo (OR). Tampoco detalló los resultados por sexos o grupos de edad. Además, entre los trabajos analizados para SM (sólo diez), se incluían series de población obesa y estudios que incorporaban como criterio de referencia el PC, medida implicada que podría sesgar los resultados.

Sabemos que existe una buena correlación entre perímetro abdominal y otros métodos de estimación de la grasa corporal, como la medición de pliegues cutáneos, la absorciometría dual fotónica de rayos X, la pletismografía por desplazamiento de aire o la impedancia bioeléctrica, mucho más laboriosos o inaccesibles.<sup>45</sup> Parecen, pues, existir pruebas suficientes para incorporar la medición del perímetro abdominal a las revisiones de nuestra práctica clínica,<sup>46</sup> de manera que podamos identificar a los niños en riesgo, no sólo por su situación ponderal global, a través del IMC, sino además por su obesidad abdominal, a través de su cintura.

La utilización del ICT tiene ventajas sobre el uso del PC, medida incluida entre los criterios más aceptados de SM.<sup>10</sup> El ICT es fácil de medir y su valor de referencia es relativamente estable entre grupos étnicos, de edad y sexo. La consulta de los valores de referencia por edad y sexo<sup>12,13</sup> requiere un tiempo, no siempre disponible, y los valores de referencia disponibles no están ajustados al grado individual de desarrollo puberal y crecimiento, hecho que sí se refleja en la talla. Además, el uso del ICT simplifica el mensaje: “una cintura superior a la mitad de la talla (ICT  $\geq 0,5$ ) supone un alto riesgo cardiovascular”. Ello implica ventajas prácticas en la comunicación a los pacientes y familiares y en la identificación de los sujetos susceptibles de intervención o seguimiento. No obstante, sería deseable disponer de más datos sobre la utilidad clínica del empleo del ICT y del riesgo asociado en nuestra población pediátrica.

Esta revisión sistemática tiene algunas limitaciones que tienen que ver, fundamentalmente, con la heterogeneidad de las poblaciones estudiadas y con diferencias en los criterios de medición de exposición y efecto entre estudios. Por ello, no sorprende encontrar una importante y significativa heterogeneidad estadística en todas las estimaciones agrupadas. A diferencia de lo observado en los metanálisis de ensayos clínicos, en los que una heterogeneidad alta desaconseja la estimación de medidas agrupadas, es habitual en estudios observacionales encontrar una elevada heterogeneidad. Se han analizado los posibles factores implicados en dicha heterogeneidad, realizando estimaciones de subgrupos y con exclusión de estudios, sin corrección de la misma. Por otra parte, no parece esperable la existencia de sesgos de publicación, por la naturaleza del fenómeno estudiado. Sólo el análisis realizado para las estimaciones de riesgo ajustado muestra asimetría, que parece más relacionada con el escaso número de estudios que con un verdadero sesgo de publicación. Por ello, creemos que nuestros resultados son suficientemente válidos.

Podemos concluir diciendo que es hora de incorporar la medición del perímetro de cintura en las revisiones de salud de niños y adolescentes, empleando el ICT como indicador de



referencia, ya que mide el riesgo cardiovascular, independientemente del grado de obesidad general. Debemos considerar que un niño con un ICT  $\geq 0,5$  tiene un riesgo cuatro veces mayor de tener agrupación de criterios de SM (para prevalencias del 10% probabilidad postprueba 25%) y que dicho riesgo justifica el inicio de medidas preventivas. No existe un umbral óptimo de ICT que maximice el rendimiento diagnóstico, por lo que pueden emplearse puntos de corte alternativos en función del coste y de la aceptación social de las medidas a adoptar. Los niños y adolescentes y sus familias deben conocer este riesgo y familiarizarse con su medida. Debemos difundir este mensaje para implicar a la sociedad en el objetivo común de reducir la enfermedad cardiovascular, ya desde la infancia.

### **Bibliografía:**

1. Sánchez-Cruz JJ, Jiménez-Moleón JJ, Fernández-Quesada F, Sánchez MJ. Prevalencia de obesidad infantil y juvenil en España en 2012. *Rev Esp Cardiol* 2013;66:371-6.
2. Serra Majem L, Ribas Barba L, Aranceta Bartrina J, Pérez Rodrigo C, Saavedra Santana P, Peña Quintana L. Obesidad infantil y juvenil en España. Resultados del Estudio enKid (1998-2000). *Med Clin (Barc)* 2003;121:725-32.
3. Estudio ALADINO 2013. Estudio de Vigilancia del Crecimiento, Alimentación, Actividad Física, Desarrollo Infantil y Obesidad en España 2013. Agencia Española de Consumo, Seguridad Alimentaria y Nutrición. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Madrid, 2014.
4. Estudio ALADINO. Estudio de Vigilancia del Crecimiento, Alimentación, Actividad Física, Desarrollo Infantil y Obesidad en España 2011. Agencia Española de Seguridad Alimentaria y Nutrición. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Madrid, 2013.
5. Mokha JS, Srinivasan SR, Dasmahapatra P, Fernandez C, Chen W, Xu J, et al. Utility of waist-to-height ratio in assessing the status of central obesity and related cardiometabolic risk profile among normal weight and overweight/obese children: the Bogalusa Heart Study. *BMC Pediatr* 2010;10:73.
6. Freedman DS, Dietz WH, Srinivasan SR, Berenson GS. Risk factors and adult body mass index among overweight children: the Bogalusa Heart Study. *Pediatrics* 2009;123:750-7.
7. Eckel RH. Obesity and heart disease: a statement for healthcare professionals from the Nutrition Committee, American Heart Association. *Circulation* 1997;96:3248-50.
8. Venn AJ, Thomson RJ, Schmidt MD, Cleland VJ, Curry BA, Gennat HC, et al. Overweight and obesity from childhood to adulthood: a follow-up of participants in the 1985 Australian Schools Health and Fitness Survey. *Med J Aust* 2007;186:458-60.
9. Browning LM, Hsieh SD, Ashwell M. A systematic review of waist-to-height ratio as a screening tool for the prediction of cardiovascular disease and diabetes: 0.5 could be a suitable global boundary value. *Nutrition Research Reviews* 2010;23:247-69.
10. Zimmet P, Alberti KG, Kaufman F, Tajima N, Silink M, Arslanian S, et al. The metabolic syndrome in children and adolescents - an IDF consensus report. *Pediatr Diabetes* 2007;8:299-306.
11. Kelishadi R, Mirmoghtadaee P, Najafi H, Keikha M. Systematic review on the association of abdominal obesity in children and adolescents with cardio-metabolic risk factors. *J Res Med Sci* 2015;20:294-307.

12. Moreno LA, Fleita J, Mur L, Rodriguez G, Sarria A, Bueno M. Waist circumference values in Spanish children--gender related differences. *Eur J Clin Nutr* 1999;53:429-33.
13. Serra Majem L, Aranceta Bartrina J, Pérez C, Moreno B, Tojo R, Delgado A, et al. Curvas de referencia para la tipificación ponderal. Dossier de consenso. . Madrid: IM&C; 2002.
14. Lo K, Wong M, Khalechelvam P, Tam W. Waist-to-height ratio, body mass index and waist circumference for screening paediatric cardio-metabolic risk factors: a meta-analysis. *Obes Rev* 2016;17:1258-75.
15. Bauer KW, Marcus MD, El ghormli L, Ogden CL, Foster GD. Cardio-metabolic risk screening among adolescents: understanding the utility of body mass index, waist circumference and waist to height ratio. *Pediatr Obes* 2015;10:329-37.
16. Benmohammed K, Valensi P, Benlatreche M, Nguyen MT, Benmohammed F, Paries J, et al. Anthropometric markers for detection of the metabolic syndrome in adolescents. *Diabetes Metab* 2015;41:138-44.
17. Buchan DS, Baker JS. Utility of Body Mass Index, Waist-to-Height-Ratio and cardiorespiratory fitness thresholds for identifying cardiometabolic risk in 10.4-17.6-year-old children. *Obes Res Clin Pract* 2017.
18. Buchan DS, McLellan G, Donnelly S, Arthur R. Diagnostic performance of Body Mass Index, Waist Circumference and the Waist-to-Height Ratio for identifying cardiometabolic risk in Scottish pre-adolescents. *Ann Hum Biol* 2016:1-6.
19. Campagnolo PD, Hoffman DJ, Vitolo MR. Waist-to-height ratio as a screening tool for children with risk factors for cardiovascular disease. *Ann Hum Biol* 2011;38:265-70.
20. Elizondo-Montemayor L, Serrano-Gonzalez M, Ugalde-Casas PA, Bustamante-Careaga H, Cuello-Garcia C. Waist-to-height: cutoff matters in predicting metabolic syndrome in Mexican children. *Metab Syndr Relat Disord* 2011;9:183-90.
21. Freedman DS, Kahn HS, Mei Z, Grummer-Strawn LM, Dietz WH, Srinivasan SR, et al. Relation of body mass index and waist-to-height ratio to cardiovascular disease risk factors in children and adolescents: the Bogalusa Heart Study. *Am J Clin Nutr* 2007;86:33-40.
22. Goncalves R, Szmuchowski LA, Prado LS, Couto BP, Machado J, Damasceno VO, et al. Selected anthropometric variables and aerobic fitness as predictors of cardiovascular disease risk in children. *Biol Sport* 2015;32:255-60.
23. Gracia-Marco L, Moreno LA, Ruiz JR, Ortega FB, de Moraes ACF, Gottrand F, et al. Body Composition Indices and Single and Clustered Cardiovascular Disease Risk Factors in Adolescents: Providing Clinical-Based Cut-Points. *Prog Cardiovasc Dis* 2016;58:555-64.
24. Graves L, Garnett SP, Cowell CT, Baur LA, Ness A, Sattar N, et al. Waist-to-height ratio and cardiometabolic risk factors in adolescence: findings from a prospective birth cohort. *Pediatr Obes* 2014;9:327-38.
25. Matsha TE, Kengne AP, Yako YY, Hon GM, Hassan MS, Erasmus RT. Optimal waist-to-height ratio values for cardiometabolic risk screening in an ethnically diverse sample of South African urban and rural school boys and girls. *PLoS One* 2013;8:e71133.
26. Moreira C, Santos R, Vale S, Santos PC, Abreu S, Marques AI, et al. Ability of different measures of adiposity to identify high metabolic risk in adolescents. *J Obes* 2011;2011.
27. Sardinha LB, Santos DA, Silva AM, Grontved A, Andersen LB, Ekelund U. A Comparison between BMI, Waist Circumference, and Waist-To-Height Ratio for Identifying Cardio-Metabolic Risk in Children and Adolescents. *PLoS One* 2016;11:e0149351.
28. Adegboye ARA, Andersen LB, Froberg K, Sardinha LB, Heitmann BL. Linking definition of childhood and adolescent obesity to current health outcomes. *Int J Pediatr Obes* 2010;5:130-42.
29. de Faria ER, Gontijo CA, Franceschini Sdo C, Peluzio Mdo C, Priore SE. Body composition and risk for metabolic alterations in female adolescents. *Rev Paul Pediatr* 2014;32:207-15.

30. Jung C, Fischer N, Fritzenwanger M, Figulla HR. Anthropometric indices as predictors of the metabolic syndrome and its components in adolescents. *Pediatr Int* 2010;52:402-9.
31. Khashayar P, Heshmat R, Qorbani M, Motlagh ME, Aminae T, Ardalan G, et al. Metabolic syndrome and cardiovascular risk factors in a national sample of adolescent population in the middle east and north africa: The CASPIAN III study. *Intl J Endocrinol* 2013;2013.
32. Mirmiran P, Rezaei M, Asghari G, Mehrabi Y, Azizi F. Association of metabolic syndrome with body fat percent, anthropometric indices in 10 to 18 year old adolescents. *Iran J Public Health* 2014;43:193-201.
33. Zhou D, Yang M, Yuan ZP, Zhang DD, Liang L, Wang CL, et al. Waist-to-Height Ratio: a simple, effective and practical screening tool for childhood obesity and metabolic syndrome. *Prev Med* 2014;67:35-40.
34. Agirbasli M, Agaoglu NB, Ergonul O, Yagmur I, Aydogar H, Oneri T, et al. Comparison of anthropometric indices in predicting metabolic syndrome components in children. *Metab Syndr Relat Disord* 2011;9:453-9.
35. Hara M, Saitou E, Iwata F, Okada T, Harada K. Waist-to-height ratio is the best predictor of cardiovascular disease risk factors in Japanese schoolchildren. *J Atheroscler Thromb* 2002;9:127-32.
36. Agredo-Zuniga RA, Aguilar-de Plata C, Suarez-Ortegon MF. Waist:height ratio, waist circumference and metabolic syndrome abnormalities in Colombian schooled adolescents: a multivariate analysis considering located adiposity. *Br J Nutr* 2015;114:700-5.
37. Bailey DP, Savory LA, Denton SJ, Davies BR, Kerr CJ. The hypertriglyceridemic waist, waist-to-height ratio, and cardiometabolic risk. *J Pediatr* 2013;162:746-52.
38. Chung IH, Park S, Park MJ, Yoo EG. Waist-to-Height Ratio as an Index for Cardiometabolic Risk in Adolescents: Results from the 1998-2008 KNHANES. *Yonsei Med J* 2016;57:658-63.
39. Garnett SP, Baur LA, Cowell CT. Waist-to-height ratio: a simple option for determining excess central adiposity in young people. *Int J Obes (Lond)* 2008;32:1028-30.
40. Haas GM, Liepold E, Schwandt P. Predicting cardiovascular risk factors by different body fat patterns in 3850 german children: The PEP family heart study. *Intl J Prev Med* 2011;2:15-9.
41. Lu Q, Iseli TJ, Yin FZ, Ma CM, Liu BW, Lou DH, et al. The relationship between the waist-to-height ratio and glucose and lipid metabolism in Han adolescents. *Indian J Pediatr* 2010;77:547-50.
42. Maffeis C, Banzato C, Talamini G. Waist-to-height ratio, a useful index to identify high metabolic risk in overweight children. *J Pediatr* 2008;152:207-13.
43. Arnaiz P, Marin A, Pino F, Barja S, Aglony M, Navarrete C, et al. [Waist height ratio, ultrasensitive c reactive protein and metabolic syndrome in children]. *Rev Med Chil* 2010;138:1378-85.
44. Barzin M, Asghari G, Hosseinpanah F, Mirmiran P, Azizi F. The association of anthropometric indices in adolescence with the occurrence of the metabolic syndrome in early adulthood: Tehran Lipid and Glucose Study (TLGS). *Pediatr Obes* 2013;8:170-7.
45. Jensen NS, Camargo TF, Bergamaschi DP. Comparison of methods to measure body fat in 7- to-10-year-old children: a systematic review. *Public Health* 2016;133:3-13.
46. Schroder H, Mendez MA, Gomez SF, Fito M, Ribas L, Aranceta J, et al. Energy density, diet quality, and central body fat in a nationwide survey of young Spaniards. *Nutrition* 2013;29:1350-5.

## El índice cintura-talla como marcador de riesgo de síndrome metabólico en la infancia.

**Autor:** Javier Ochoa Brezmes

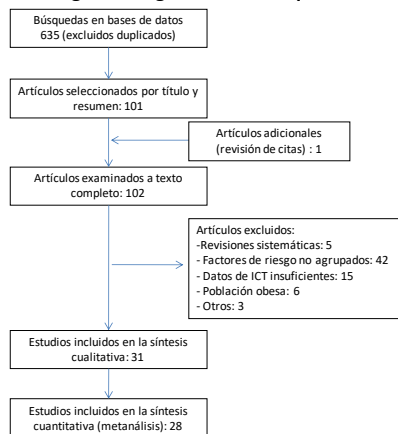
**Tutor:** José Manuel Marugán de Miguelsanz

### Antecedentes y objetivos:

Es conocido que, al margen del grado de sobrepeso global, los individuos con obesidad abdominal tienen un mayor riesgo cardiovascular. La medición del índice de cintura/talla (ICT) facilita la interpretación del grado de obesidad abdominal, aunque no tenemos suficiente información sobre su validez y utilidad en la infancia. El objetivo de este estudio es estimar, a través de una revisión sistemática con metanálisis, la validez del ICT como marcador de riesgo de agrupación de criterios de síndrome metabólico (SM) en la infancia y adolescencia (registrada en *International prospective register of systematic reviews* PROSPERO 2017: CRD42017054428).

Se seleccionaron 31 estudios, la mayoría transversales, publicados entre 2002 y 2016 (66.912 pacientes) y realizados en distintos continentes. La calidad de los estudios fue media alta (escala Newcastle-Ottawa).

**Figura 1. Algoritmo de búsquedas**



El ICT cuantitativamente mostró un área bajo la curva agrupada de 0,76 y con un punto de corte cercano a 0,5 una sensibilidad de 60% y una especificidad de 79%. Se encontraron pequeñas diferencias no significativas en los análisis por subgrupos. La heterogeneidad fue muy alta en todos los análisis.

**Tabla 1. Resumen de Metanálisis global y por subgrupos**

Subgrupos	Estudios (subgrupos)	n	Medida	IC95%	I <sup>2</sup>
<b>Riesgo de SM</b>					
			<b>OR</b>		
Global	12(19)	24149	4,15	(2,69 a 6,42)	94%
Excluido PC	10(17)	20924	3,58	(2,34 a 5,48)	93%
Sexo femenino	5(6)	6877	3,23	(1,34 a 7,80)	94%
Sexo masculino	5(6)	6503	4,10	(1,72 a 9,78)	95%
< 10 años	6(9)	14475	3,14	(2,12 a 4,63)	85%
≥ 10 años	7(10)	9674	5,41	(2,53 a 11,54)	94%
<b>Riesgo ajustado SM</b>					
			<b>ORa</b>		
Global ajustado	6(8)	13168	2,26	(1,29 a 3,98)	85%
Excluido PC	5(7)	10077	1,62	(1,05 a 2,52)	74%
<b>Validez diagnóstica SM</b>					
			<b>ABC</b>		
Global	18(29)	43753	0,76	(0,71 a 0,80)	98%
Excluido PC	13(22)	25784	0,71	(0,66 a 0,75)	97%
Sexo femenino	12(12)	17185	0,75	(0,68 a 0,83)	98%
Sexo masculino	12(12)	17385	0,74	(0,67 a 0,82)	97%
< 10 años	8(13)	27562	0,74	(0,67 a 0,80)	97%
≥ 10 años	10(16)	16191	0,78	(0,71 a 0,84)	98%

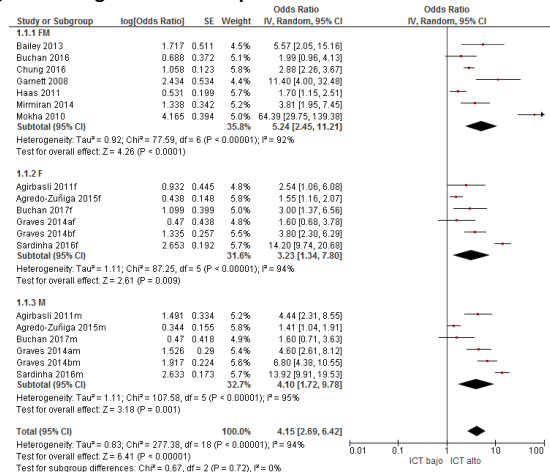
### Métodos:

Revisión sistemática de estudios observacionales sobre la validez del ICT como marcador de agrupación de criterios de SM en la infancia (al menos 2 de los siguientes: glucemia elevada, HDL-colesterol bajo, triglicéridos altos y presión arterial alta). Se realizaron búsquedas en Pubmed, Embase (vía SCOPUS) y CINAHL, sin límite de tiempo, y revisión de referencias. Se empleó la escala Newcastle-Ottawa para valorar la calidad. Se realizaron metanálisis con modelos de efectos aleatorios de los principales estimadores de riesgo (RevMan 5,3 y Meta-XL) y validez (paquete MADA de R y MedCalc). Se exploró heterogeneidad y sesgo de publicación.

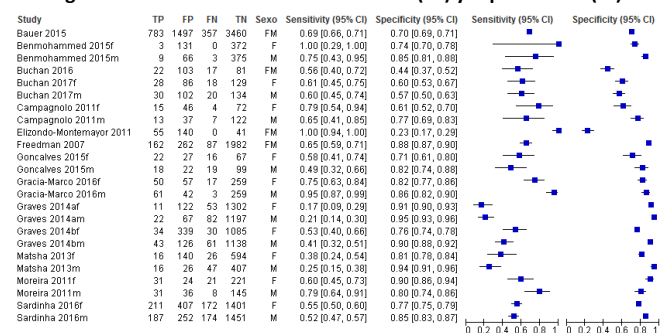
### Resultados:

Un ICT alto ( $\geq 0,5$ ) se asoció a un riesgo cuatro veces mayor de síndrome metabólico y del doble cuando el riesgo se ajustaba por obesidad general.

**Figura 2. Riesgos del ICT alto para criterios de Síndrome Metabólico**



**Figura 3. Gráfico de árbol de Sensibilidad (Se) y Especificidad (Es)**



**Tabla 2. Resumen de Metanálisis de Se y Es global y por subgrupos**

Subgrupos	Estudios	n	Se	IC95%	Es	IC95%	ABC
Global	13(24)	23665	60,0%	(50,5% a 68,8%)	78,4%	(83,9% a 71,6%)	0,755
Excluido PC	11(21)	22470	56,7%	(47,7% a 65,2%)	80,3%	(85,1% a 74,5%)	0,754
Punto corte 0,5	7(13)	11208	60,0%	(41,2% a 76,9%)	80,9%	(88,1% a 70,8%)	0,793
Puntos corte <0,5	5(9)	6063	62,9%	(51,5% a 73,1%)	73,5%	(81,7% a 63,2%)	0,733
Sexo femenino	9(10)	7659	55,8%	(43,3% a 67,6%)	78,0%	(84,0% a 70,6%)	0,741
Sexo masculino	9(10)	6957	58,5%	(40,3% a 73,5%)	84,5%	(89,4% a 77,9%)	0,822
< 10 años	7(11)	10669	57,0%	(41,7% a 72,2%)	76,3%	(86,6% a 61,6%)	0,719
≥ 10 años	7(13)	12996	53,4%	(52,1% a 73,4%)	80,0%	(85,0% a 73,9%)	0,794

### Conclusiones:

- Es hora de incorporar la medición del perímetro de cintura en las revisiones de salud de niños y adolescentes, empleando el ICT como indicador de referencia, ya que mide el riesgo cardiovascular, independientemente del grado de obesidad general.
- Debemos considerar que un niño con un ICT  $\geq 0,5$  tiene un riesgo cuatro veces mayor de tener agrupación de criterios de síndrome metabólico

- (para prevalencias del 10% la probabilidad postprueba sería 25%) y que dicho riesgo justifica el inicio de medidas preventivas.
- No existe un umbral óptimo de ICT que maximice el rendimiento diagnóstico, por lo que pueden emplearse puntos de corte alternativos en función del coste y de la aceptación social de las medidas a adoptar.