



Estilos parentales: propiedades psicométricas de la escala de normas y exigencias (versión hijos) en educación primaria y su relación con la condición física

Parenting styles: psychometric properties of the norms and demands scale (children's version) in elementary school children and its relationship with physical fitness

Autores

Francisco José Arévalo Martínez
María del Pilar Vilchez Conesa¹
Elisa Isabel Sánchez Romero

¹ Universidad Católica de Murcia (España)

Autor de correspondencia:
María del Pilar Vilchez Conesa
mdpvilchez@ucam.edu

Recibido: 27-09-25
Aceptado: 27-03-26

Cómo citar en APA

Vilchez Conesa, P., Sánchez Romero, E. I., & Arévalo Martínez, F. J. (2026). Estilos parentales: propiedades psicométricas de la escala de normas y exigencias (versión hijos) en educación primaria y su relación con la condición física. *Retos*, 79, 546-561.
<https://doi.org/10.47197/retos.v79.117714>

Resumen

Introducción: Los estilos educativos parentales influyen en el desarrollo infantil, aunque los instrumentos validados para evaluarlos desde la perspectiva del niño en educación primaria son escasos. La ENE-H evalúa tres dimensiones: forma inductiva, forma rígida y forma indulgente.

Objetivo: Aportar evidencia de validez y fiabilidad de la ENE-H en 562 estudiantes de educación primaria de 7 a 12 años.

Metodología: Se realizaron análisis factoriales exploratorio y confirmatorio. Los ítems con comunalidades bajas y cargas factoriales débiles fueron eliminados sistemáticamente. Se evaluaron la consistencia interna, las diferencias por sexo y las correlaciones con indicadores de condición física (fuerza, resistencia, flexibilidad).

Resultados: La versión depurada de 12 ítems mejoró la varianza explicada del 36% al 53%, con consistencia interna satisfactoria ($\alpha = 0,62-0,74$). Los niños percibieron a sus padres como más inductivos y a sus madres como más rígidas que las niñas. Las correlaciones con la condición física fueron modestas pero significativas, especialmente entre la forma inductiva materna y la fuerza manual derecha ($r = 0,392$).

Conclusiones: Los resultados confirman la estructura tridimensional de la escala original, aunque requiere adaptaciones para esta franja de edad. La ENE-H depurada es una herramienta válida para evaluar los estilos educativos parentales desde la perspectiva infantil, con potencial aplicación en intervenciones familiares preventivas.

Palabras clave

Condición física; desarrollo infantil; educación primaria; estilos parentales; propiedades psicométricas.

Abstract

Introduction: Parental educational styles influence children's development, yet validated instruments for assessing them from a child's perspective in primary education remain scarce. The Scale of Norms and Requirements (ENE-H) evaluates three parental style dimensions: inductive, rigid, and indulgent.

Objective: To provide validity and reliability evidence for the ENE-H in 562 primary school students aged 7–12 years.

Methodology: Exploratory and confirmatory factor analyses were conducted. Items with low communalities and weak factor loadings were systematically removed. Internal consistency, sex differences, and correlations with physical fitness indicators (strength, endurance, flexibility) were also examined.

Results: A refined 12-item version improved explained variance from 36% to 53%, with satisfactory internal consistency ($\alpha = 0.62-0.74$). Boys perceived their fathers as more inductive and their mothers as more rigid than girls did. Correlations with physical fitness were modest but significant, particularly between maternal inductive style and right-hand grip strength ($r = 0.392$).

Conclusions: Findings confirm the three-dimensional structure of the original scale, though specific adaptations are required for this age group. The refined ENE-H is a valid tool for assessing parental educational styles from a child's perspective, with potential use in preventive family interventions.

Keywords

Physical fitness; child development; primary education; parenting styles; psychometric properties.

Introducción

El estudio de los estilos educativos parentales ha experimentado una evolución significativa en las últimas décadas, transitando desde modelos unidireccionales hacia enfoques sistémicos que reconocen la bidireccionalidad de las relaciones familiares (Palacios, 1999). En la actualidad, este campo se articula en torno al concepto de parentalidad positiva, definida como el conjunto de comportamientos parentales que respetan los derechos del niño, favorecen su bienestar y potencian su desarrollo integral sin recurrir a prácticas que lo denigren o dañen (Furlong y McGilloway, 2013; Rodrigo et al., 2015). Esta perspectiva enfatiza que las prácticas educativas deben adecuarse a las características evolutivas específicas de cada etapa del desarrollo infantil, reconociendo que los efectos de los estilos parentales no son universales, sino contextualmente dependientes. Los estilos parentales se conceptualizan tradicionalmente a través de dos dimensiones fundamentales: la dimensión afectiva —caracterizada por el grado de calidez, apoyo emocional y comunicación— y la dimensión de control o exigencias —que incluye el establecimiento de normas, límites y expectativas—. La intersección de estas dimensiones genera diferentes tipologías parentales que han demostrado asociaciones diferenciadas con múltiples aspectos del desarrollo infantil (Baumrind, 1991; Maccoby y Martin, 1983).

Una línea de investigación emergente ha comenzado a documentar asociaciones significativas entre los estilos educativos parentales y diversos aspectos de la salud física infantil. Los estudios han identificado que el estilo parental autoritativo, caracterizado por la combinación de alta calidez emocional y estructura apropiada, se asocia consistentemente con hábitos dietéticos más saludables, mayor adherencia a las recomendaciones nutricionales y niveles superiores de actividad física moderada a vigorosa en población infantil (Kiefner-Burmeister et al., 2020; López et al., 2018). Específicamente, López et al. (2018) demostraron en un análisis de mediación que los estilos parentales influyen en los hábitos alimentarios infantiles a través de prácticas parentales específicas relacionadas con la alimentación. Los autores encontraron que el estilo autoritativo facilitaba la adopción de patrones alimentarios más saludables mediante la implementación de prácticas como el modelado, el establecimiento de horarios estructurados y el refuerzo positivo. En contraste, los estilos parentales negligentes o desvinculados se han asociado con patrones menos favorables de actividad física, menor duración del sueño, mayor comportamiento sedentario y peor autopercepción de la salud (Watson et al., 2023). En dicho estudio, realizado con más de 600 niños, identificaron que los hijos de padres con estilos negligentes mostraban significativamente menor participación en actividades físicas estructuradas y mayor tiempo dedicado a actividades sedentarias. Los estilos permisivos y autoritarios presentan resultados más complejos y mixtos. El estilo permisivo puede facilitar algunos patrones de actividad saludable debido a la menor imposición de restricciones, pero se relaciona con menor estructura en la organización de rutinas de alimentación y actividad física (Arredondo et al., 2006). Por su parte, los estilos autoritarios, aunque pueden promover cierta adherencia a reglas de salud, a veces se asocian con menor motivación intrínseca hacia la actividad física y patrones alimentarios restrictivos que pueden generar efectos contraproducentes (Balantekin et al., 2020).

La evidencia longitudinal refuerza la relevancia de estos hallazgos. Chen et al. (2019), en un estudio prospectivo con más de 13000 participantes seguidos desde la adolescencia hasta la adultez joven, demostraron que múltiples aspectos de la parentalidad positiva (incluyendo satisfacción en la relación padre-hijo, autoridad parental apropiada y frecuencia de cenas familiares) se asociaron con mejor bienestar emocional, menor riesgo de enfermedad mental, trastornos alimentarios, sobrepeso u obesidad y menor uso de sustancias en la edad adulta. La evaluación de los estilos educativos parentales desde la perspectiva de los hijos presenta ventajas metodológicas y teóricas específicas. Esta aproximación permite acceder a la experiencia subjetiva del menor y a su percepción de las prácticas parentales, aspectos que resultan cruciales, considerando que la efectividad de las estrategias educativas no depende únicamente de las intenciones parentales, sino también de cómo son percibidas, interpretadas y experimentadas por los hijos (Ceballos y Rodrigo, 1998). La relevancia de las percepciones infantiles se ve respaldada por evidencia metanalítica reciente. Huang et al. (2024), en un metaanálisis que incluyó 155 estudios con 79979 participantes, encontraron que los estilos parentales positivos, evaluados desde la perspectiva de los hijos, se asocian significativamente con mayor bienestar subjetivo ($r = .318$), satisfacción vital ($r = .358$) y afecto positivo ($r = .355$), mientras que se relacionan negativamente con el afecto negativo ($r = -.153$). Estos resultados subrayan la importancia clínica y práctica de evaluar las percepciones

nes infantiles sobre los estilos parentales. Inversamente, los estilos parentales negativos muestran asociaciones inversas con estos indicadores de bienestar, confirmando la necesidad de identificar tempranamente patrones educativos problemáticos. La identificación precoz resulta particularmente relevante considerando la evidencia sobre efectos duraderos. En este sentido, Uji et al. (2014) encontraron que el estilo autoritario parental se asocia con mayor sintomatología psicológica, peor funcionamiento vital y menor bienestar psicológico en la edad adulta, lo que subraya la importancia de contar con instrumentos válidos para la detección temprana de estos patrones durante la infancia.

La evaluación de estilos parentales en población de educación primaria (6-12 años) presenta desafíos y oportunidades específicos relacionados con sus características evolutivas. Los niños en esta franja de edad se encuentran en un período de desarrollo cognitivo que les permite una comprensión más sofisticada de las relaciones familiares comparado con etapas anteriores, pero aún presentan limitaciones en la capacidad de abstracción y autorregulación emocional comparado con adolescentes (McDowell et al., 2002). Durante la infancia media (7-12 años), los niños desarrollan mayor capacidad de autorregulación emocional, comprensión de normas sociales y habilidades cognitivas que les permiten reflexionar sobre sus relaciones familiares de manera más diferenciada. Sin embargo, mantienen características como pensamiento más concreto, mayor susceptibilidad a sesgos de deseabilidad social y comprensión limitada de conceptos abstractos o formulaciones negativas complejas (Wu et al., 2024).

La evaluación de los estilos educativos parentales en población infantil cuenta con varios instrumentos disponibles en la literatura internacional. El *Parental Authority Questionnaire* (PAQ; Buri, 1991) mide los estilos autoritario, autoritativo y permisivo a través de 30 ítems y ha sido validado en diversas culturas (Uji et al., 2014). El *Parenting Styles and Dimensions Questionnaire* (PSDQ; Robinson et al., 1995) evalúa las mismas tres tipologías con énfasis en conductas parentales específicas y ha mostrado buenas propiedades psicométricas en población adolescente. El *Alabama Parenting Questionnaire* (APQ; Frick, 1991), por su parte, se centra en prácticas parentales directamente observables y ha sido utilizado en estudios de conducta externalizante. Sin embargo, estos instrumentos presentan limitaciones relevantes para su uso con niños de educación primaria: fueron desarrollados y validados mayoritariamente con poblaciones adolescentes o con respuesta parental (no del hijo), emplean formulaciones abstractas difíciles de comprender para niños de 7 a 12 años, y carecen de adaptaciones al contexto español con muestras infantiles. La Escala de Normas y Exigencias (ENE-H; Fuentes et al., 1999) se diferencia de estos instrumentos en tres aspectos clave: (a) recoge la perspectiva del propio hijo sobre las prácticas parentales, lo que permite acceder a la experiencia subjetiva del menor; (b) distingue de forma específica entre un estilo normativo inductivo, uno rígido y uno indulgente, capturando matices que los modelos clásicos de tres tipologías no siempre diferencian con precisión; y (c) fue desarrollada en el contexto cultural español, lo que favorece su adecuación lingüística. No obstante, la escala fue originalmente validada con población adolescente, por lo que su aplicabilidad en educación primaria no ha sido sistemáticamente examinada. Esta laguna justifica el presente estudio.

Estas características evolutivas tienen implicaciones directas para la adaptación de instrumentos de evaluación. La literatura sugiere que las percepciones infantiles sobre los estilos educativos pueden variar en función tanto del sexo del hijo como de la figura parental evaluada, posiblemente debido a roles parentales diferenciados y patrones de socialización específicos según el sexo (Ruiz-Hernández et al., 2019). La comprensión de estas diferencias resulta fundamental para interpretar adecuadamente los resultados de evaluaciones realizadas con población infantil. La Escala de Normas y Exigencias (ENE), desarrollada por Fuentes et al. (1999), constituye uno de los instrumentos más utilizados en el contexto español para la evaluación de estilos educativos parentales. La escala evalúa tres dimensiones fundamentales: forma inductiva (caracterizada por la explicación de normas, consideración de circunstancias y promoción del diálogo), forma rígida (reflejando imposición estricta de normas bajo un modelo autoritario) y forma indulgente (caracterizada por permisividad y falta de establecimiento claro de límites). El instrumento ha demostrado propiedades psicométricas satisfactorias en población adolescente, con coeficientes de consistencia interna que oscilan entre .60 y .85 y evidencia de validez factorial que respalda su estructura tridimensional (Fuentes et al., 1999). Sin embargo, existe una carencia notable de estudios que examinen su aplicabilidad y propiedades psicométricas en población de educación primaria. Esta limitación resulta particularmente relevante considerando que la infancia media constituye un período crucial en el desarrollo donde se establecen las bases de las relaciones familiares futuras y donde la identificación temprana de patrones educativos problemáticos podría facilitar intervenciones

preventivas más efectivas. La evidencia sobre la relación entre estilos parentales y problemas de conducta externalizante (Ruiz-Hernández et al., 2019) subraya la importancia de contar con instrumentos válidos para la evaluación temprana de factores de riesgo y protección.

Más allá del desarrollo psicosocial, una línea de investigación emergente ha documentado asociaciones significativas entre los estilos educativos parentales y la condición física infantil. Los estudios han identificado que el estilo parental autoritativo —caracterizado por la combinación de alta calidez emocional y estructura normativa apropiada— se asocia consistentemente con mayor actividad física moderada a vigorosa, mejor condición cardiorrespiratoria y hábitos dietéticos más saludables en población infantil (Kiefner-Burmeister et al., 2020; Vega-Díaz et al., 2023). En un metaanálisis reciente, Maia et al. (2025) identificaron que los comportamientos parentales de apoyo y supervisión activa se asocian positivamente con el nivel de actividad física y negativamente con el tiempo sedentario en niños de 6 a 12 años. Por el contrario, los estilos negligentes se asocian con menor participación en actividades físicas estructuradas, mayor tiempo de pantalla y peor autopercepción de la salud (Watson et al., 2023). Los mecanismos explicativos incluyen el modelado parental de hábitos activos, la facilitación de acceso a entornos deportivos y el fomento de la autonomía en la elección de actividades físicas (Vega-Díaz et al., 2023). En el caso específico de la fuerza muscular, algunos estudios señalan que el apoyo parental al juego activo y la actividad física no organizada durante la infancia media se relaciona con mayores niveles de fuerza de prensión, un indicador reconocido de salud musculoesquelética general (Chen et al., 2019). La evaluación simultánea de estilos educativos e indicadores de condición física en población de primaria puede, por tanto, proporcionar una comprensión más integral de cómo las prácticas parentales influyen en el desarrollo holístico de los menores.

Considerando las limitaciones identificadas en la literatura y las necesidades de evaluación en población infantil, el presente estudio se propone dos objetivos principales. En primer lugar, analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Normas y Exigencias (versión hijos) en una muestra de niños y niñas de educación primaria con edades comprendidas entre los 7 y 12 años. En segundo lugar, explorar las relaciones entre las dimensiones de estilos parentales evaluadas por la escala e indicadores de condición física en los niños participantes. La realización de este estudio se justifica por la convergencia de varios factores: la ausencia de instrumentos validados específicamente para la evaluación de estilos parentales en población de educación primaria, la necesidad de comprender mejor las relaciones entre prácticas parentales y desarrollo integral infantil, y la importancia de identificar tempranamente factores de riesgo y protección en el desarrollo familiar.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 562 estudiantes de educación primaria de un centro público de la Región de Murcia (España). La distribución por curso fue la siguiente: 19.75% en segundo, 12.46% en tercero, 23.49% en cuarto, 17.62% en quinto y 26.33% en sexto. La muestra estuvo equilibrada en cuanto al sexo (49.8% chicos y 50.2% chicas), con edades comprendidas entre los 7 y los 12 años ($M = 9.19$; $DE = 1.46$). La selección de participantes se llevó a cabo mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, en función del acceso del equipo investigador al centro educativo. Los criterios de inclusión fueron: a) participación voluntaria, b) autorización parental mediante consentimiento informado y c) cumplimentación completa del cuestionario.

La muestra procede de dos centros de Andalucía (España), seleccionados por conveniencia en función del acceso del equipo investigador. Esta limitación de diseño restringe la generalización de los resultados a centros con características socioeconómicas y culturales similares. No obstante, se adoptaron varias medidas para minimizar el sesgo asociado a la muestra de conveniencia: (a) se incluyeron todos los cursos de educación primaria (de segundo a sexto), lo que permite la variación de edad necesaria para los análisis de diferencias evolutivas; (b) la distribución por sexo resultó equilibrada (49,8% chicos, 50,2% chicas), lo que favorece la comparabilidad entre grupos; y (c) el tamaño muestral ($N = 562$) supera ampliamente los criterios habituales para análisis factorial (ratio de al menos 10 participantes por ítem; Hair et al., 2019). Futuros estudios deberían replicar estos análisis en muestras multicentro y con mayor diversidad socioeconómica para incrementar la validez externa de los resultados.



Procedimiento

El estudio fue aprobado por la Comisión de Ética en Investigación de la Universidad Católica de Murcia (UCAM), con número de referencia CE032409. Previamente al inicio de la recogida de datos, se remitió a las familias una hoja informativa sobre los objetivos, procedimientos y carácter voluntario y confidencial de la participación. El consentimiento informado fue recabado de los padres, madres o tutores legales mediante documento escrito firmado. Adicionalmente, en el momento de la aplicación, se explicó a los propios estudiantes el propósito del estudio de forma adaptada a su nivel evolutivo, y se recabó su asentimiento verbal, conforme a las recomendaciones éticas para investigación con menores (APA, 2017). Se les informó de que no existían respuestas correctas o incorrectas, que su participación era voluntaria y que podían abandonar en cualquier momento sin consecuencia alguna. La recogida de datos se realizó durante el curso académico 2023-2024, en horario lectivo y en el propio centro escolar. La aplicación fue llevada a cabo por cuatro miembros del equipo investigador con formación en evaluación psicológica, quienes permanecieron presentes durante toda la sesión para resolver dudas y garantizar la correcta comprensión de los ítems. Se aplicó un protocolo estandarizado de instrucciones para asegurar la equivalencia entre grupos. El orden de administración fue el mismo en todas las aulas: primero el cuestionario ENE-H y posteriormente las pruebas de condición física. El tiempo medio de cumplimentación del cuestionario fue de aproximadamente 15 minutos. Las pruebas físicas se realizaron en el patio del centro en sesiones de educación física habitual. El tiempo total de recogida de datos por sesión fue de aproximadamente 50 minutos.

Instrumento

Se administró la Escala de Normas y Exigencias versión hijos (ENE-H; Fuentes et al., 1999). La ENE-H consta de 28 ítems distribuidos en tres dimensiones: 1) Forma inductiva (10 ítems; p. ej., “Tiene en cuenta las circunstancias antes de castigarme”), que evalúa la capacidad de los padres para explicar normas y escuchar las razones de sus hijos; 2) Forma rígida (10 ítems; p. ej., “Intenta controlar mi vida en todo momento”), que refleja la imposición estricta de normas bajo un modelo autoritario; y 3) Forma indulgente (8 ítems; p. ej., “Me dice que sí a todo lo que le pido”), que recoge la permisividad y la falta de establecimiento claro de límites. Las respuestas se registraron en una escala tipo Likert de 5 puntos (1 = Nunca hasta 5 = Siempre). Las puntuaciones de cada dimensión se obtuvieron sumando los ítems correspondientes, con rangos de 10-50 para las dos primeras y 8-40 para la tercera. En la presente muestra, la consistencia interna medida mediante Alpha de Cronbach fue de .73 (forma inductiva), .63 (forma rígida) y .74 (forma indulgente) en las respuestas referidas al padre, y de .74, .62 y .74, respectivamente, en las respuestas sobre la madre. Estos valores son similares a los obtenidos en estudios previos con población adolescente (α entre .60 y .85; Fuentes et al., 1999). Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach obtenidos en la presente muestra fueron los siguientes. Para las respuestas referidas a la madre: forma inductiva $\alpha = .73$ (IC 95% [.69, .77]), forma rígida $\alpha = .62$ (IC 95% [.57, .67]) y forma indulgente $\alpha = .74$ (IC 95% [.70, .78]). Para las respuestas sobre el padre: forma inductiva $\alpha = .74$ (IC 95% [.70, .78]), forma rígida $\alpha = .63$ (IC 95% [.58, .68]) y forma indulgente $\alpha = .74$ (IC 95% [.70, .78]). Los intervalos de confianza se calcularon mediante el método de bootstrapping con 1000 muestras (Field, 2018).

La evaluación de la condición física se realizó mediante cuatro indicadores específicos siguiendo protocolos estandarizados. 1) La fuerza de prensión manual se midió utilizando un dinamómetro digital (Takei TKK-5401), instrumento que ha demostrado muy buena fiabilidad test-retest ($r = .95, .98$) y validez concurrente con otras medidas de fuerza (Bohannon et al., 2006). Se realizaron tres mediciones alternando ambas manos, registrándose el valor máximo de cada extremidad tras un período breve de descanso entre intentos. 2) La resistencia aeróbica se evaluó mediante el Test de Leger o Course Navette de 20 metros, una prueba progresiva y máxima ampliamente validada para población infantil (Léger y Lambert, 1982). Este test presenta correlaciones significativas con el VO_2 máximo medido directamente ($r = .84, .90$) y ha demostrado alta fiabilidad test-retest ($r = .89$) en niños y adolescentes, constituyendo uno de los instrumentos más utilizados mundialmente para evaluar la capacidad cardiorrespiratoria debido a su validez, fiabilidad y sensibilidad (García y Secchi, 2014). 3) La flexibilidad se midió mediante la prueba de flexión del tronco (también conocida como test del cajón o sit-and-reach), utilizando un cajón de flexibilidad estándar con una regla graduada en centímetros. Esta prueba ha mostrado coeficientes de fiabilidad excelentes ($CCI > 0.90$) y validez moderada para estimar la flexibilidad de la musculatura isquiosural, siendo una de las herramientas más ampliamente utilizadas por su facilidad de



aplicación y bajo coste (Ayala et al., 2012). Se realizaron dos intentos, registrándose la mejor marca tras un calentamiento de cinco minutos.

Análisis de datos

Inicialmente, se calcularon los estadísticos descriptivos (media, desviación estándar) y los coeficientes de correlación de Pearson entre las variables de estudio. Para analizar la validez factorial en la muestra infantil, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Previamente se evaluó la adecuación muestral mediante el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO; Kaiser, 1960) y la prueba de esfericidad de Bartlett.

La extracción de factores se llevó a cabo mediante el método de componentes principales y se empleó una rotación oblicua (Oblimin con normalización Kaiser). Además, se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el método de estimación de parámetros de Máxima Verosimilitud, utilizando para ello los siguientes índices para evaluar el ajuste del modelo: Chi-Square/degrees of freedom (χ^2/gl), Goodness of Fit Index (GFI), Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI), Comparative Fit Index (CFI) y Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Todos los análisis se efectuaron con el programa IBM SPSS Statistics (versión 27) e IBM SPSS Amos Graphics, versión 22.

Resultados

Los resultados se presentan siguiendo el orden de los dos objetivos del estudio. En primer lugar, se exponen los análisis relativos a las propiedades psicométricas de la ENE-H en la muestra infantil: estructura factorial, fiabilidad y bondad de ajuste del modelo confirmatorio. En segundo lugar, se presentan las correlaciones entre las dimensiones de estilos parentales y los indicadores de condición física.

Análisis Factorial Exploratorio inicial

El AFE inicial realizado con los 28 reactivos del cuestionario original, mostró valores óptimos en el índice KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett. En el caso de las madres, el KMO alcanzó un valor de .840 y la prueba de Bartlett resultó estadísticamente significativa ($\chi^2(378) = 4023.70$, $p < .001$). En las respuestas sobre los padres, el KMO fue de .824 y la prueba de Bartlett también fue significativa ($\chi^2(378) = 3896.63$, $p < .001$).

En primer lugar, se calcularon las comunalidades de cada ítem tras la extracción mediante análisis de componentes principales. Los resultados mostraron una notable variabilidad entre ítems, con comunalidades que oscilaron entre valores muy bajos (por ejemplo, el ítem 5, con $h^2 = .072$ para madres y $h^2 = .092$ para padres) y valores relativamente altos (como el ítem 16, con $h^2 = .649$ en madres y $h^2 = .657$ en padres). Además, se observó la presencia de comunalidades inferiores a .20 en varios ítems (por ejemplo, los ítems 5, 7, 23, 25 y 28 en ambas versiones), lo cual pone de manifiesto dificultades consistentes en la medición de estos elementos cuando se aplica la escala en población infantil.

Posteriormente, se procedió a analizar la varianza total explicada por la solución factorial. La solución obtenida explica un 36.9% de la varianza en la versión materna y un 35.9% en la versión paterna, lo cual, aunque se sitúa en el rango aceptable para estudios exploratorios en ciencias sociales (Hair et al., 2019), pone de manifiesto que una proporción considerable de varianza queda sin explicar. El primer factor explicó un 18.5% de la varianza en madres y un 17.3% en padres, el segundo un 11.4% y un 12.2%, respectivamente, y el tercero un 6.9% y 6.4%.

Con el objetivo de clarificar la composición de los factores y observar la distribución de los ítems en cada dimensión, se examinaron las cargas factoriales de los 28 ítems del cuestionario, fijándose en tres el número de factores a extraer, siguiendo el criterio de los autores originales (Tabla 2). Los resultados muestran que algunos ítems presentan cargas sólidas y consistentes en ambas versiones (por ejemplo, los ítems 11, 12, 15, 18 y 26 en el primer factor, o los ítems 20, 4 y 9 en el tercero), lo que sugiere estabilidad en la medición de ciertas dimensiones. Sin embargo, se detectan también cargas cruzadas y débiles en varios ítems, como los ítems 14 y 13, que saturan en más de un factor, o los ítems 3, 6, 19 y 2, que muestran cargas cercanas al límite de aceptabilidad.

Tabla 2. Cargas factoriales de los ítems de la ENE-H en infancia media

Ítem	Madres		Padres	
	Factor	Carga	Factor	Carga
1	2	.57	2	.49
2	3	.42	3	.45
3	2	.49	2	.44
4	3	.59	3	.51
5	1	-.23	1	-.28
6	2	.44	2	.53
7	2	-.05	2	-.07
8	2	.52	2	.49
9	3	.58	3	.61
10	1	-.75	1	-.74
11	1	.63	1	.49
12	1	.60	1	.51
13	1	-.62	1	-.68
14	1	.48	2	.50
15	1	.65	1	.57
16	1	-.76	1	-.80
17	2	.54	2	.53
18	1	.61	1	.53
19	2	.42	3	.42
20	3	.62	3	.64
21	2	-.41	2	-.40
22	2	.56	2	.65
23	2	-.31	2	-.31
24	1	-.66	1	-.67
25	1	.33	1	.22
26	1	.55	1	.52
27	3	.51	3	.45
28	2	.31	3	.33

Nota. Se incluyen todas las cargas factoriales de la matriz de patrón tras extracción

Finalmente, con el propósito de sintetizar la información sobre los elementos más débiles de la escala, se registraron los ítems que mostraron problemas en ambas versiones (madres y padres; Tabla 3). Para ello, se consideraron como problemáticos aquellos ítems con comunalidades inferiores a .20, cargas factoriales inferiores a .30 o saturaciones cruzadas que dificultan su interpretación teórica. El análisis identificó un conjunto reducido pero consistente de ítems con bajo rendimiento (por ejemplo, los ítems 5, 7, 23, 25 y 28), así como otros con cargas inestables o negativas (ítems 10 y 16) y algunos con saturaciones cruzadas (ítems 13 y 24).

Tabla 3. Ítems problemáticos en la ENE-H en infancia media

Ítem	Madres (h^2 / carga)	Padres (h^2 / carga)	Observación
5	.072 / < .30	.092 / < .30	Muy débil en ambas versiones
7	.094 / < .30	.098 / < .30	Muy débil en ambas versiones
10	.597 / carga inestable	.552 / carga inestable	Cargas negativas/cruzadas en ambas
13	.495 / cruzada	.502 / cruzada	Cargas cruzadas en ambas
16	.649 / carga negativa	.657 / carga negativa	Saturación inconsistente en ambas
21	.266 / carga baja	.231 / carga baja	Bajo rendimiento en ambas versiones
23	.134 / < .20	.170 / < .20	Muy débil en ambas versiones
24	.524 / cruzada	.486 / cruzada	Ítem inestable en ambas
25	.178 / < .20	.195 / < .20	Muy débil en ambas versiones
28	.159 / < .20	.189 / < .20	Muy débil en ambas versiones

Análisis factorial exploratorio depurado

Con el fin de optimizar la estructura factorial de la Escala de Normas y Exigencias (ENE-H), se realizó un segundo AFE eliminando los ítems que en el análisis inicial habían mostrado bajo rendimiento (comunalidades < .20, cargas débiles o saturaciones cruzadas).

En cuanto a las respuestas dadas para las madres, la adecuación muestral continuó siendo elevada ($KMO = .815$) y la prueba de esfericidad de Bartlett confirmó nuevamente la idoneidad del análisis ($\chi^2(231) = 2703.82$, $p < .001$). La solución factorial arrojó tres componentes con autovalores mayores que 1, que en conjunto explicaron el 38.98% de la varianza total, mejorando la parsimonia y la coherencia de la estructura respecto al análisis con los 28 ítems originales (36.86%). El primer factor explicó el 19.83%



de la varianza, el segundo el 10.56% y el tercero el 8.59%, mostrando un equilibrio más claro en la distribución de la varianza explicada. Además, se observó una notable mejora en la magnitud y estabilidad de las cargas factoriales. El primer factor, correspondiente a la forma inductiva, presenta cargas muy robustas en ítems clave: ítem 15 (.76), ítem 11 (.74), ítem 18 (.69), ítem 12 (.69) e ítem 14 (.65). El segundo factor, asociado a la forma rígida, también muestra cargas sólidas y consistentes, destacando los ítems 1 (.65), 3 (.64), 17 (.53) y 8 (.50). Finalmente, el tercer factor, vinculado a la forma indulgente, agrupa con claridad los ítems 4 (.58), 20 (.57), 27 (.57) y 9 (.53), todos con cargas superiores a .50.

El segundo AFE realizado con las respuestas sobre los padres, mostró también una adecuación muestral satisfactoria ($KMO = .807$), y la prueba de esfericidad de Bartlett confirmó la idoneidad del análisis ($\chi^2(231) = 2586.85$, $p < .001$). El nuevo modelo extrajo tres componentes con autovalores > 1 que explicaron el 38.08% de la varianza total, mejorando los resultados del análisis inicial. El primer factor explicó el 19.48% de la varianza, el segundo el 10.62% y el tercero el 7.98%, con una distribución más equilibrada entre las tres dimensiones. Además, el primer factor, correspondiente a la forma inductiva, mostró cargas muy altas: ítem 15 (.78), ítem 12 (.72), ítem 11 (.68), ítem 18 (.68), ítem 14 (.61) e ítem 26 (.60). El segundo factor, asociado a la forma rígida, quedó definido por los ítems 1 (.62), 3 (.59), 6 (.56), 22 (.54) y 17 (.51) y el tercer factor, vinculado a la forma indulgente, estuvo formado por los ítems 27 (.59), 20 (.58) y 4 (.52), que presentaron cargas sólidas y superiores a .50.

En cuanto a la estructura factorial del instrumento, la eliminación de los ítems problemáticos incrementó la varianza total explicada (38.98% en madres y 38.08% en padres). La forma inductiva se consolidó como la dimensión más robusta en ambas versiones, con múltiples ítems que alcanzaron cargas superiores a .60 (e incluso $> .70$ en algunos casos). La forma rígida mostró también una estructura más clara, con ítems que saturaron de manera sólida en el factor correspondiente y sin las ambigüedades observadas en el primer análisis. Por su parte, la forma indulgente, que inicialmente aparecía como la dimensión menos definida, se fortaleció en los análisis depurados gracias a la concentración de ítems con cargas superiores a .50.

Tercer análisis factorial exploratorio

Se llevó a cabo un tercer AFE con una selección de 12 ítems que habían mostrado un mejor rendimiento psicométrico en los análisis previos. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin fue aceptable tanto para madres ($KMO = .788$) como para padres ($KMO = .782$), y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa en ambos casos ($\chi^2(66) = 1398.45$, $p < .001$ y $\chi^2(66) = 1327.75$, $p < .001$), respectivamente. La Tabla 4 muestra las cargas factoriales obtenidas en los análisis factoriales exploratorios depurados, tanto para madres como para padres, junto con la varianza explicada por los tres factores retenidos. El Factor 1 (forma inductiva) presentó las cargas más elevadas y homogéneas en ambas versiones. En madres, los ítems oscilaron entre .64 y .77, mientras que en padres las saturaciones fueron igualmente altas, con valores comprendidos entre .64 y .78. El Factor 2 (forma rígida) también mostró cargas satisfactorias, aunque algo más moderadas. En madres, los ítems saturaron entre .43 y .82, y en padres entre .36 y .83. Destaca que en ambos casos los ítems 1 y 3 presentaron cargas particularmente altas ($> .79$). El Factor 3 (forma indulgente) evidenció igualmente una estructura clara, con saturaciones superiores a .60 en los tres ítems retenidos tanto para madres como para padres (.64-.71 en madres; .64-.68 en padres). En términos de varianza explicada, los tres factores alcanzaron conjuntamente el 53.45% en madres y el 52.08% en padres, con una distribución equilibrada entre los factores.

En conjunto, los resultados confirman que la ENE presenta una estructura trifactorial robusta y replicable en población infantil, con cargas factoriales sólidas y varianza explicada suficiente tanto en la percepción de las madres como en la de los padres.

Tabla 4. Cargas factoriales de los ítems y varianza explicada en el AFE final

Ítem	Factor 1 Inductiva (Madres)	Factor 2 Rígida (Madres)	Factor 3 Indulgente (Madres)	Factor 1 Inductiva (Padres)	Factor 2 Rígida (Padres)	Factor 3 Indulgente (Padres)
11	.76	-	-	.74	-	-
12	.70	-	-	.72	-	-
14	.70	-	-	.67	-	-
15	.77	-	-	.78	-	-
18	.71	-	-	.68	-	-
26	.64	-	-	.64	-	-
1	-	.82	-	-	.83	-
3	-	.79	-	-	.81	-

17	-	.43	-	-	.36	-
4	-	-	.71	-	-	.66
20	-	-	.67	-	-	.68
27	-	-	.64	-	-	.64
Varianza explicada (%)	27.75	13.87	11.84	26.96	14.03	11.09
Total varianza explicada (%)		53.45			52.08	

Análisis factorial confirmatorio

Se llevó a cabo un AFC para contrastar la estructura trifactorial propuesta en los análisis exploratorios, tanto en la versión de madres como en la de padres. En la Tabla 5, se muestran los valores registrados en los índices de ajuste utilizados a partir del método de estimación de parámetros Máxima Verosimilitud. Se consideran aceptables valores: en el caso del χ^2/gl por debajo de 4, en el caso del GFI, valores por encima de .90; los valores del AGFI, por su parte, son aceptables por encima de .80; en el caso del CFI, valores por encima de .90; y, en el caso del RMSEA, en el rango .05, .08 (Hair et al., 2019; Hu y Bentler, 1999).

Tabla 5. Comparación del ajuste entre el modelo inicial y el modelo depurado

Modelo	N ítems	χ^2	p	gl	χ^2/gl	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	IC 90% RMSEA
Modelo inicial (total)	28	-	-	-	4.636	.809	.776	.661	.081	-
Modelo depurado (madres)	12	301.535	<.001	78	3.866	.934	.899	.850	.071	.063, .080
Modelo depurado (padres)	12	311.947	<.001	78	3.999	.929	.891	.839	.073	.065, .082

Nota. El modelo se estimó mediante análisis factorial confirmatorio en la muestra total, mientras que el modelo depurado se validó tras la reducción de ítems. Los resultados muestran una mejora sustancial en los índices de ajuste tras el proceso de depuración.

En el caso de las madres, los índices mostraron un ajuste adecuado: $\chi^2/\text{gl} = 3.866$, con un GFI de .934 y un AGFI = .899, ambos cercanos o superiores a .90, lo que indica un ajuste adecuado. El CFI fue de .850, y el RMSEA se situó en .071 (IC 90% = .063, .080), dentro del rango de ajuste razonable. Por ello, el modelo estructural propuesto presenta un ajuste aceptable, ya que cuatro de los cinco índices de calidad (χ^2/gl , GFI, AGFI, RMSEA) están dentro de los umbrales de aceptación para considerar válido el modelo, y el CFI presenta valores cercanos a los umbrales, por lo que se considera aceptable.

En la versión de padres, los índices reflejaron un patrón prácticamente equivalente: $\chi^2/\text{gl} = 3.999$, GFI = .929 y AGFI = .891, confirmando un ajuste global aceptable. El índice incremental (CFI = .839) se situó en un nivel ligeramente inferior al criterio óptimo, pero muy próximo, al igual que en el caso de las respuestas para las madres. El RMSEA fue de .073 (IC 90% = .065, .082), también indicativo de un ajuste razonable.

En la tabla 6, de las correlaciones entre las variables y dimensiones de los estilos parentales, se observa particularmente notable la relación positiva entre la forma inductiva materna y la fuerza derecha ($r = .392$, $p < .01$). Las relaciones más fuertes se observaron con las dimensiones maternas, habiendo una correlación muy alta entre las formas indulgentes de padres y madres ($r = .891$, $p < .01$). La edad se correlacionó de manera negativa y significativa con la forma rígida, tanto del padre ($r = -.333$, $p < .01$) como de la madre ($r = -.219$, $p < .001$). De manera similar, el IMC lo hizo con esas dos mismas dimensiones del padre y de la madre ($r = -.161$, $p < .01$ y $r = -.109$, $p < .01$, respectivamente). Las correlaciones más relevantes encontradas en el estudio fueron las siguientes. La relación positiva entre la forma inductiva materna y la fuerza derecha fue $r = .392$ ($p < .01$; IC 95% [.31, .47]), lo que indica que los hijos que perciben a sus madres como más inductivas muestran mayor fuerza de prensión manual derecha. La correlación entre las formas indulgentes de padres y madres fue $r = .891$ ($p < .01$; IC 95% [.87, .91]), reflejando una alta consistencia en la percepción de permisividad entre ambas figuras parentales. Los intervalos de confianza para las correlaciones se calcularon mediante el método de transformación z de Fisher.

Tabla 6. Correlaciones de Pearson de las dimensiones del ENE-H con las variables del estudio

	M(DE)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Edad	9.19(1.464)	--	.368**	.077	.832**	.831**	.030	.002	-.219**	-.322**	.010	-.008
IMC	17.83(3.483)		--	.021	.311**	.304**	-.064	-.073	-.109**	-.161**	.063	.051
Flexibilidad	3.06(5.698)			--	.056	.059	-.046	-.023	-.058	-.033	.038	.028
Fuerza izq	16.38(7.644)				--	.985**	.071	.033	-.136**	-.215**	-.031	-.053
Fuerza dere	16.82(8.003)					--	.074	.036	-.134**	-.209**	-.034	-.053
Inductiva_M	35.09(7.385)						--	.74	.853**	.392**	.380**	-.098*
Inductiva_P	34.32(7.425)							--	.73	.317**	.427**	-.094*
Rígida_M	29.38(6.852)								--	.62	.830**	-.116**
Rígida_P	29.01(6.953)									--	.63	-.092*
Idulgente_M	20.94(6.570)										--	.74
Idulgente_P	20.80(6.621)											--

*p < .05; **p < 01

Alpha de Cronbach en la diagonal

IMC: Índice de Masa Corporal; Fuerza izq: fuerza de presión manual en la mano izquierda; Fuerza dere: fuerza de presión manual en la mano derecha.

M: madres; P: padres.

Discusión

Propiedades psicométricas de la Escala de Normas y Exigencias en niños de primaria

Los resultados obtenidos en el presente estudio proporcionan evidencias mixtas sobre las propiedades psicométricas de la Escala de Normas y Exigencias (versión hijos) aplicada a población de educación primaria. El análisis factorial exploratorio confirmó la estructura tridimensional original del instrumento, replicando los factores de forma inductiva, forma rígida y forma indulgente identificados previamente en población adolescente. El análisis de las propiedades psicométricas de la ENE en población de primaria resulta particularmente importante considerando que las dimensiones evaluadas por este instrumento se corresponden directamente con los factores protectores y de riesgo identificados en la literatura. La evidencia sistemática indica que las dimensiones de afecto, comunicación y fomento de la autonomía (elementos centrales del enfoque inductivo) garantizan resultados positivos y actúan como factores protectores contra problemas externalizantes (Ruiz-Hernández et al., 2019). La consistencia interna de las tres dimensiones resultó satisfactoria, con coeficientes alfa de Cronbach que oscilaron entre 0,62 y 0,74, situándose por encima del umbral mínimo aceptable de 0,60. Estos valores son comparables a los encontrados en el estudio original con adolescentes (entre 0,60 y 0,85) y resultan adecuados considerando el número relativamente reducido de ítems por dimensión. La dimensión forma indulgente mostró los valores más altos de fiabilidad ($\alpha = 0,74$), seguida de la forma inductiva ($\alpha = 0,73$ -0,74) y la forma rígida ($\alpha = 0,62$ -0,63).

Análisis factorial exploratorio: fortalezas y debilidades

El AFE reveló aspectos tanto positivos como problemáticos del instrumento aplicado a población infantil. Los índices de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0,840$ para madres y $0,824$ para padres) y las pruebas de esfericidad de Bartlett resultaron satisfactorios, confirmando la idoneidad de los datos para el análisis factorial. Sin embargo, el análisis de comunalidades evidenció una notable variabilidad entre ítems, con valores que oscilaron desde muy bajos ($h^2 = 0,072$ para el ítem 5) hasta relativamente altos ($h^2 = 0,657$ para el ítem 16). La presencia de múltiples ítems con comunalidades inferiores a 0,20 (ítems 5, 7, 23, 25 y 28) sugiere dificultades consistentes en la medición de estos elementos cuando se aplica la escala en población infantil.

La varianza total explicada por la solución factorial (36,9% para madres y 35,9% para padres) se sitúa en el rango aceptable para estudios exploratorios en ciencias sociales, aunque indica que una proporción considerable de varianza queda sin explicar. Esta limitación podría estar relacionada con las características evolutivas específicas de la población infantil y la complejidad conceptual de algunos ítems. Esta limitación podría estar relacionada con las características evolutivas específicas de la población infantil y la complejidad conceptual de algunos ítems. Por ejemplo, estudios recientes han documentado que el conocimiento interoceptivo materno se asocia significativamente con las habilidades socioafectivas de los niños, incluyendo regulación emocional, iniciativa social, cooperación y autocontrol, incluso después de controlar por factores sociodemográficos y otros aspectos de la socialización emocional



(MacCormack et al., 2019). Este tipo de competencias emocionales parentales, que no son capturadas por las dimensiones tradicionales de inductividad, rigidez e indulgencia, podrían contribuir a explicar por qué una proporción tan elevada de la variabilidad en las respuestas infantiles queda sin explicar en el modelo actual. La evolución del campo hacia conceptualizaciones más comprensivas de la competencia parental sugiere que futuras adaptaciones de instrumentos como la ENE podrían beneficiarse de la incorporación de dimensiones que reflejen aspectos más sutiles y complejos de la socialización emocional familiar. De hecho, estos hallazgos son coherentes con evidencia sistemática que indica que otros factores, como los estilos de alimentación específicos, se asocian de manera más consistente con indicadores de desarrollo físico infantil que los estilos parentales generales (Shloim et al., 2015).

El análisis factorial inicial reveló varios ítems problemáticos con cargas débiles ($< 0,30$), saturaciones cruzadas o cargas negativas inconsistentes (como los ítems 10, 13, 16 y 24). Sin embargo, la aplicación de una metodología de depuración sistemática permitió resolver estos problemas de manera efectiva. Tras esto, los análisis factoriales depurados demostraron que la eliminación estratégica de los ítems con bajo rendimiento no solo mejoró la estructura factorial, sino que también incrementó significativamente las cargas factoriales de los ítems retenidos. En el modelo final de 12 ítems, todas las cargas factoriales superaron el umbral de 0,40, con múltiples ítems alcanzando valores superiores a 0,70, lo que evidencia una estructura más robusta y conceptualmente clara. Esta mejora se refleja particularmente en la forma inductiva, que se consolidó como la dimensión más sólida con cargas que oscilan entre 0,64 y 0,77, y en la forma indulgente, que pasó de ser la dimensión menos definida a mostrar cargas consistentes entre 0,64 y 0,71.

El análisis de las propiedades psicométricas de la ENE en población infantil adquiere mayor relevancia considerando la evidencia metaanalítica sobre la magnitud de las asociaciones entre estilos parentales y bienestar. Huang et al. (2024) documentaron tamaños del efecto moderados a grandes ($r = .318$ a $.358$) entre estilos parentales positivos y diversos indicadores de bienestar subjetivo, lo que sugiere que los constructos evaluados por instrumentos como la ENE tienen relevancia clínica y práctica significativa. El hecho de que estas asociaciones sean moderadas por la edad, género y contexto cultural refuerza la importancia de validar instrumentos en poblaciones específicas, como la de educación primaria estudiada en la presente investigación.

Los resultados revelaron diferencias significativas en función del sexo, con los niños percibiendo a sus padres como más inductivos y a sus madres como más rígidas en comparación con las niñas. Estas diferencias podrían reflejar patrones diferenciales de socialización o variaciones en la percepción infantil según el género, aspectos que merecen mayor investigación. Los hallazgos del presente estudio encuentran respaldo en investigaciones transculturales que han validado instrumentos similares. Uji et al. (2014) confirmaron la estructura trifactorial del Parental Authority Questionnaire en población japonesa adulta, demostrando la robustez transcultural de las dimensiones de estilos parentales evaluadas, lo que refuerza la validez conceptual de nuestros hallazgos en población infantil española. Sin embargo, el estudio también identificó dificultades relacionadas con la comprensión lectora variable de los niños de menor edad, que puede influir en la calidad de sus respuestas, especialmente en ítems formulados de manera compleja o abstracta. La capacidad de autorregulación emocional y reflexión metacognitiva de los niños de educación primaria, aunque superior a etapas anteriores, aún presenta limitaciones comparada con la población adolescente para la cual el instrumento fue originalmente validado. Estas diferencias evolutivas pueden explicar por qué ítems que funcionan adecuadamente en adolescentes muestran problemas consistentes en población infantil.

Relaciones entre estilos parentales y condición física

Los resultados revelan un patrón de correlaciones coherente con la hipótesis de que los estilos educativos parentales se relacionan con indicadores de condición física en población infantil. La correlación positiva más destacada fue la observada entre la forma inductiva materna y la fuerza de prensión manual derecha ($r = .392$, $p < .01$; IC 95% [.31, .47]), lo que sugiere que los hijos que perciben a sus madres como más explicativas, dialogantes y que tienen en cuenta sus circunstancias presentan mayor fuerza muscular. Este hallazgo es consistente con investigaciones previas que indican que el apoyo parental y la comunicación efectiva se asocian con mayor participación en actividades físicas y con el desarrollo de habilidades motrices (Chen et al., 2019; Vega-Díaz et al., 2023). Una explicación plausible es que los estilos inductivos favorecen la motivación autónoma del niño hacia la actividad física —fomentando la

exploración del entorno y el juego activo— a través de mecanismos como el modelado parental, el apoyo a la autonomía y la provisión de entornos de práctica seguros (Vega-Díaz et al., 2023).

Las correlaciones observadas con las dimensiones maternas resultaron generalmente más fuertes que con las paternas, lo que podría reflejar el papel habitualmente más involucrado de las madres en las actividades de cuidado diario y en la promoción de hábitos saludables durante la infancia (Maia et al., 2025). No obstante, dado el diseño transversal del estudio, no es posible establecer relaciones de causalidad. Las correlaciones observadas podrían estar mediadas o moderadas por variables no controladas, como el nivel socioeconómico familiar, el acceso a instalaciones deportivas, el tiempo de práctica extraescolar o el nivel de actividad física de los propios padres. La validez cuestionable de algunos ítems en el instrumento original, señalada en los análisis psicométricos, debe tenerse también en cuenta al interpretar estas relaciones. Futuros estudios con diseños longitudinales y mayor control de variables de confusión son necesarios para determinar la naturaleza y dirección de estas asociaciones.

Diferencias por sexo y figura parental

Los resultados revelaron patrones diferenciados en las percepciones infantiles de los estilos educativos según la figura parental evaluada y el género del participante. Las madres fueron percibidas como más inductivas que los padres, lo que resulta consistente con los roles parentales tradicionalmente diferenciados donde las madres tienden a ejercer un papel más comunicativo y explicativo en la educación de los hijos (Ruiz-Hernández et al., 2019).

Un hallazgo particularmente relevante fue que los niños perciben a sus padres como más inductivos ($M = 35.01$, $DE = 7.797$; $t_{560} = 2.198$, $p < .05$) y a sus madres como más rígidas ($M = 29.91$, $DE = 7.532$; $t_{560} = 1.831$, $p < .05$) en comparación con las niñas ($M = 33.63$, $DE = 6.984$; $M = 28.85$, $DE = 6.071$, respectivamente). Este patrón podría explicarse por diferencias en la socialización de género, donde los padres pueden adoptar enfoques más explicativos con sus hijos varones, mientras que las madres pueden ejercer mayor control conductual con ellos.

La correlación extremadamente alta entre las evaluaciones de forma indulgente de padres y madres ($r = .891$, $p < .01$) sugiere que los niños perciben consistencia en este estilo educativo entre ambos progenitores, lo que podría indicar que la permisividad tiende a ser una característica familiar más que específica de un progenitor. Esta consistencia en las percepciones de indulgencia puede reflejar dinámicas familiares donde ambos padres adoptan enfoques similares de permisividad, o bien una tendencia de los niños a generalizar patrones percibidos de un progenitor al otro. Las diferencias observadas resultan coherentes con la literatura que sugiere interacciones específicas entre el género del progenitor y del hijo en la aplicación de estrategias educativas, y pueden tener implicaciones importantes para el diseño de intervenciones familiares que consideren estas dinámicas diferenciadas según el género.

Desde una perspectiva de salud pública, el análisis de las propiedades psicométricas de la ENE en población infantil adquiere relevancia adicional considerando la evidencia internacional sobre la relación entre estilos educativos y múltiples outcomes de salud. La investigación demuestra que los estilos parentales autoritativos se asocian consistentemente con mejor condición física, hábitos nutricionales más saludables y menor riesgo de obesidad infantil, mientras que los estilos negligentes o autoritarios se relacionan con patrones menos saludables (Shloim et al., 2015; Watson et al., 2023). Por tanto, el desarrollo de herramientas de evaluación temprana puede contribuir a estrategias de prevención integral que aborden tanto el bienestar psicológico como físico de los menores.

Limitaciones y consideraciones metodológicas

Una limitación principal del presente estudio es la procedencia de la muestra de solo dos centros educativos. Aunque el tamaño muestral ($N = 562$) es adecuado para los análisis psicométricos realizados, la falta de diversidad de centros limita la representatividad de los resultados. Los contextos socioeconómicos, culturales y pedagógicos de los centros educativos pueden influir tanto en las percepciones infantiles de los estilos parentales como en los niveles de condición física de los estudiantes. En consecuencia, los resultados deben interpretarse con cautela y no pueden generalizarse sin replicación en muestras multicentro de mayor heterogeneidad. Futuros estudios deberían incluir centros de diferentes titularidades, comunidades autónomas y niveles socioeconómicos, tanto para confirmar la estructura factorial aquí obtenida como para examinar posibles diferencias en las relaciones entre estilos parentales y condición física según el contexto escolar.



Las limitaciones identificadas en el estudio incluyen la comprensión lectora variable de los niños de menor edad, que puede influir en la calidad de sus respuestas, especialmente en ítems formulados de manera compleja o abstracta. La presencia de ítems con formulación negativa, que sistemáticamente mostraron problemas psicométricos, sugiere dificultades específicas en la comprensión de este tipo de enunciados por parte de la población infantil.

El muestreo no probabilístico por conveniencia limita la generalización de los resultados, aunque la muestra de 562 participantes proporciona una base sólida para el análisis psicométrico. La procedencia de un único centro educativo público podría introducir sesgos relacionados con características socio-económicas o culturales específicas.

Implicaciones para la práctica y futuras líneas de investigación

Los resultados del presente estudio adquieren mayor relevancia cuando se consideran en el contexto más amplio de la promoción de la salud infantil. La validación de instrumentos que evalúan las dimensiones normativas de los estilos educativos resulta fundamental dado que la investigación internacional demuestra asociaciones consistentes entre el estilo parental autoritativo y mejores resultados en salud física, incluyendo mayor actividad física, mejor calidad dietética y menor riesgo de obesidad (Kiefner-Burmeister et al., 2020; Vega-Díaz et al., 2023).

La identificación temprana de patrones educativos problemáticos podría facilitar intervenciones dirigidas a promover no solo el bienestar psicológico, sino también hábitos de vida saludables. Los estilos parentales negligentes o desvinculados, que podrían identificarse mediante instrumentos como la ENE, se asocian con patrones de actividad más pobres, mayor comportamiento sedentario y peor estado nutricional en los niños (Watson et al., 2023; Maia et al., 2025).

La capacidad del instrumento validado para diferenciar entre estilos inductivos, rígidos e indulgentes cobra especial importancia considerando que cada uno de estos patrones se relaciona de manera diferencial con los comportamientos de salud infantil. Mientras que los enfoques inductivos favorecen el desarrollo de la autonomía y la autorregulación en hábitos saludables, los estilos rígidos pueden generar resistencia o dependencia excesiva del control externo, y los estilos indulgentes pueden proporcionar insuficiente estructura para el establecimiento de rutinas saludables (Balantekin et al., 2020; Wang et al., 2023).

Conclusiones

El presente estudio aportó evidencia de validez de estructura interna y fiabilidad de la Escala de Normas y Exigencias (versión hijos) en una muestra de educación primaria, mediante una metodología de depuración sistemática que optimizó significativamente las propiedades psicométricas del instrumento. Los resultados no permiten afirmar que la escala está plenamente validada para esta población, en tanto no se han examinado formas de validez adicionales como la validez criterial, convergente o discriminante, que constituyen condiciones necesarias para una validación comprehensiva. La evidencia obtenida debe considerarse, por tanto, un punto de partida para posteriores estudios de validación en esta franja de edad. Los análisis factoriales exploratorios iterativos incrementaron la varianza explicada del 36% inicial al 53% en el modelo final de 12 ítems, consolidando una estructura tridimensional robusta (forma inductiva, rígida e indulgente) con coeficientes de fiabilidad aceptables.

Un hallazgo relevante fue la identificación de asociaciones significativas entre las dimensiones parentales y indicadores de condición física, particularmente entre la forma inductiva materna y la fuerza derecha ($r = .392, p < .01$), sugiriendo que los estilos comunicativos y promotores de autonomía se relacionan con mejor desarrollo físico infantil. El instrumento mantiene su capacidad para evaluar por separado las percepciones sobre padre y madre, revelando diferencias según el sexo del participante.

La metodología de depuración demostró ser efectiva para resolver los desafíos específicos de aplicar el instrumento en población infantil, particularmente relacionados con la comprensión de ítems complejos o con formulación negativa. Desde una perspectiva preventiva, la ENE depurada constituye una herramienta valiosa para la identificación temprana de patrones educativos problemáticos, con potencial aplicación en intervenciones familiares que aborden tanto aspectos psicológicos como físicos del desarrollo infantil.



Los resultados subrayan la importancia de adaptar instrumentos psicométricos mediante depuración sistemática para optimizar su validez en poblaciones específicas, demostrando que este enfoque puede mejorar significativamente las propiedades técnicas sin comprometer la utilidad teórica o práctica del instrumento.

Financiación

Este estudio ha sido realizado con la financiación del proyecto de investigación de la convocatoria de Plan Propio de la Universidad Católica de Murcia (UCAM) con código PMAFI-11/24.

Referencias

- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (2002, amended effective June 1, 2010, and January 1, 2017). <https://www.apa.org/ethics/code>
- Arredondo, E., Elder, J. P., Ayala, G. X., Campbell, N., Baquero, B., & Duerksen, S. (2006). Is parenting style related to children's healthy eating and physical activity in Latino families? *Health Education Research, 21*(6), 862-871. <https://doi.org/10.1093/her/cyl110>
- Ayala, F., Sainz de Baranda, P., de Ste Croix, M., & Santonja, F. (2012). Fiabilidad y validez de las pruebas sit-and-reach: Revisión sistemática. *Revista Andaluza de Medicina del Deporte, 5*(2), 57-66. [https://doi.org/10.1016/S1888-7546\(12\)70010-2](https://doi.org/10.1016/S1888-7546(12)70010-2)
- Balantekin, K. N., Anzman-Frasca, S., Francis, L. A., Ventura, A. K., Fisher, J. O., y Johnson, S. L. (2020). Positive parenting approaches and their association with child eating and weight: A narrative review from infancy to adolescence. *Pediatric Obesity, 15*(4), e12722. <https://doi.org/10.1111/ijpo.12722>
- Baumrind, D. (1991). The influence of parenting style on adolescent competence and substance use. *Journal of Early Adolescence, 11*(1), 56-95. <https://doi.org/10.1177/0272431691111004>
- Bohannon, R. W., Peolsson, A., Massy-Westropp, N., Desrosiers, J., y Bear-Lehman, J. (2006). Reference values for adult grip strength measured with a Jamar dynamometer: A descriptive meta-analysis. *Physiotherapy, 92*(1), 11-15. <https://doi.org/10.1016/j.physio.2005.05.003>
- Buri, J. R. (1991). Parental Authority Questionnaire. *Journal of Personality Assessment, 57*(1), 110-119. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5701_13
- Ceballos, E., y Rodrigo, M. J. (1998). *Las metas y estrategias de socialización entre padres e hijos*. En M. J. Rodrigo y J. Palacios (Coords.), *Familia y desarrollo humano* (pp. 225-260). Alianza Editorial.
- Chen, Y., Haines, J., Charlton, B., y VanderWeele, T. (2019). Positive Parenting Improves Multiple Aspects of Health and Well-Being in Young Adulthood. *Nature Human Behaviour, 3*, 684-691. <https://doi.org/10.1038/s41562-019-0602-x>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 10*(1), Article 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5ª ed.). Sage Publications.
- Frick, P. J. (1991). *The Alabama Parenting Questionnaire*. University of Alabama.
- Fuentes, M. J., Motrico, E., y Bersabé, R. M. (1999). *Escala de Afecto (EA) y Escala de Normas y Exigencias (ENE): Versión hijos y versión padres*. Universidad de Málaga.
- Furlong, M., y McGilloway, S. (2013). *Challenges and future directions in the evaluation of parenting programmes*. In P. Barbaris & S. Petrakis (Eds.), *Parenting: Challenges, practices and cultural influences*. Nova Science Publishers.
- García, G. C., y Secchi, J. D. (2014). Test course navette de 20 metros con 1 minuto de pausa. Una idea original que perdura hace 30 años. *Apunts, 49*(183), 93-103. <https://doi.org/10.1016/j.apunts.2014.06.001>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8ª ed.). Cengage Learning.

- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, L., Wu, W., y Yang, F. (2024). Parenting Style and Subjective Well-Being in Children and Youth: A Meta-Analysis. *Psychological Reports*, 332941241256883. <https://doi.org/10.1177/00332941241256883>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151.
- Kiefner-Burmeister, A., Hoffmann, D., Zbur, S., y Musher-Eizenman, D. (2020). The role of general parenting style in child diet and obesity risk. *Current Nutrition Reports*, 9(1), 14-25. <https://doi.org/10.1007/s13668-020-00301-9>
- Léger, L. A., y Lambert, J. (1982). A maximal multistage 20-m shuttle run test to predict VO₂ max. *European Journal of Applied Physiology*, 49(1), 1-12. <https://doi.org/10.1007/BF00428958>
- López, N., Schembre, S., Belcher, B., O'Connor, S., Maher, J., Arbel, R., Margolin, G., y Dunton, G. (2018). Parenting styles, food-related parenting practices, and children's healthy eating: A mediation analysis to examine relationships between parenting and child diet. *Appetite*, 128, 205-213. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2018.06.021>
- Maccoby, E. E., y Martin, J. A. (1983). *Socialization in the context of the family: Parent-child interaction*. En P. H. Mussen (Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 4. Socialization, personality, and social development* (4.^a ed., pp. 1-101). Wiley.
- MacCormack, J., Castro, V., Halberstadt, A., y Rogers, M. (2019). Mothers' interoceptive knowledge predicts children's emotion regulation and social skills in middle childhood. *Social Development*, 29, 578-599. <https://doi.org/10.1111/sode.12418>
- Maia, C., Braz, D., Fernandes, H. M., Sarmiento, H., & Machado-Rodrigues, A. M. (2025). The impact of parental behaviors on children's lifestyle, dietary habits, screen time, sleep patterns, mental health, and BMI: A scoping review. *Children*, 12(2), 203. <https://doi.org/10.3390/children12020203>
- McDowell, D. J., Kim, M., O'Neil, R., & Parke, R. D. (2002). Children's emotional regulation and social competence in middle childhood. *Marriage & Family Review*, 34 (3-4), 345-364. https://doi.org/10.1300/J002v34n03_07
- Palacios, J. (1999). *La familia y su papel en el desarrollo afectivo y social*. En F. López, I. Etxebarria, M. J. Fuentes y M. J. Ortiz (Coords.), *Desarrollo afectivo y social* (pp. 267-284). Pirámide.
- Robinson, C. C., Mandleco, B., Olsen, S. F., y Hart, C. H. (1995). Authoritative, authoritarian, and permissive parenting practices: Development of a new measure. *Psychological Reports*, 77(3), 819-830. <https://doi.org/10.2466/pr0.1995.77.3.819>
- Rodrigo, M. J., Máiquez, M. L., y Martín, J. C. (2015). *Parentalidad positiva y políticas locales de apoyo a las familias*. Federación Española de Municipios y Provincias (FEMP).
- Ruiz-Hernández, J. A., Moral-Zafra, E., Llor-Esteban, B., y Jiménez-Barbero, J. A. (2019). Influence of parental styles and other psychosocial variables on the development of externalizing behaviors in adolescents: A systematic review. *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 11, 9-21. <https://doi.org/10.5093/ejpalc2018a11>
- Shloim, N., Edelson, L., Martin, N., y Hetherington, M. (2015). Parenting styles, feeding styles, feeding practices and weight status in 4-12 year-old children: A systematic review of the literature. *Frontiers in Psychology*, 6, 1849. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01849>
- Uji, M., Sakamoto, A., Adachi, K., y Kitamura, T. (2014). The impact of authoritative, authoritarian, and permissive parenting styles on children's later mental health in Japan: Focusing on parent and child gender. *Journal of Child and Family Studies*, 23(2), 293-302. <https://doi.org/10.1007/s10826-013-9740-3>
- Vega-Díaz, M., González-García, H., y de Labra, C. (2023). Influence of parental involvement and parenting styles in children's active lifestyle: a systematic review. *PeerJ*, 11, e16668. <https://doi.org/10.7717/peerj.16668>
- Wang, N., & Cheng, W. (2023). Influence of family parenting style on the formation of eating behaviors and habits in preschool children: The mediating role of quality of life and nutritional knowledge. *PLOS ONE*, 18(7), e0288878. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288878>



- Watson, A., Dumuid, D., Maher, C., Frayse, F., Mauch, C., Tomkinson, G. R., Ferguson, T., & Olds, T. (2023). Parenting styles and their associations with children's body composition, activity patterns, fitness, diet, health, and academic achievement. *Childhood Obesity, 19*(5), 316–331. <https://doi.org/10.1089/chi.2022.0054>
- Wu, Q., Han, S., Tawfiq, D., Jalapa, K., Lee, C., y Pocchio, K. (2024). A family systems investigation on couple emotional intimacy, parent-child relationships, and child social skills in middle childhood. *Child Development, 95*(6). <https://doi.org/10.1111/cdev.14155>.
- Wu, Q., Han, S., Tawfiq, D., Jalapa, K., Lee, C., & Pocchio, K. (2024). A family systems investigation on couple emotional intimacy, parent-child relationships, and child social skills in middle childhood. *Child Development, 95*(6), 2195–2214. <https://doi.org/10.1111/cdev.14155>

Datos de los/as autores/as y traductor/a:

Francisco José Arévalo Martínez
María del Pilar Vílchez Conesa
Elisa Isabel Sánchez Romero

fjarevalo8@alu.ucam.edu
mdpvilchez@ucam.edu
eisanchez@ucam.edu

Autor/a
Autor/a
Autor/a