

Diseño y Validación de un Instrumento para Analizar el Dimorfismo Sexual en las Preferencias Lúdicas de Niños Preescolares

Design and Validation of an Instrument to Analyze Sexual Dimorphism in the Play Preferences of Preschool Children

Pedro Ángel Latorre-Román¹, Lourdes Cañizares-Ortega², Jesús Salas-Sánchez^{3,4}, Carmen Latorre-Sevilla⁵, Manuel Pulido-Martos⁶ y Julio Ángel Herrador-Sánchez⁷

Resumen

El objetivo del estudio fue diseñar y determinar las propiedades psicométricas de un instrumento para analizar el dimorfismo sexual en las preferencias lúdicas en población preescolar. Participaron 231 niños de entre 3 y 6 años. Un análisis factorial exploratorio arroja tres factores. Existen diferencias significativas en la elección de juegos masculinos y femeninos. En juegos masculinos, los resultados a los 4 y 6 años, indican que los niños muestran mayor predilección por estos juegos que las niñas ($p=.002$, d de Cohen=1.031 y $p<.001$, d de Cohen =1.435). A los 5 y 6 años, las niñas muestran mayor predilección por juegos femeninos ($p=.014$, d de Cohen =.665 y $p=.049$, d de Cohen =.574) que los niños. En conclusión, los análisis psicométricos proporcionan evidencia de validez y fiabilidad del cuestionario, pudiendo utilizarse para analizar el comportamiento lúdico de niños de 3 a 6 años.

Palabras clave: juego, juguete, sexo, dimorfismo, niños

Abstract

The aim of the study was to design and determine the psychometric properties of an instrument to analyze sexual dimorphism in play preferences in a preschool population. A total of 231 children between 3 and 6 years of age participated. An exploratory factor analysis showed a three-factor solution. There are significant differences in the choice of male and female games. In male games, the results at 4 and 6 years of age indicate that boys show a greater predilection for these games than girls ($p=.002$, Cohen's $d=1.031$ and $p<.001$, Cohen's $d=1.435$). At ages 5 and 6, girls show a greater predilection for female games ($p=.014$, Cohen's $d=.665$ and $p=.049$, Cohen's $d=.574$) than boys. In conclusion, the psychometric analyses provide evidence of validity and reliability of the questionnaire, which can be used to analyze play behavior from 3 to 6 years of age.

Keywords: play, toy, sex, dimorphism, children

¹Doctor. Profesor Catedrático. Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia: D2-142.

²Grado Maestro en Educación Primaria. Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia: D2-142.

³Doctor. Universidad Autónoma de Chile.

⁴Doctor. Facultad de Educación, Universidad Internacional de la Rioja. C/ Golondrinas 9, C.P. 18230, Atarfe, Granada, Spain. Email: jesus.salassanchez@unir.net (Autor de correspondencia).

⁵Grado en Psicología. Departamento de Psicología. Universidad de Jaén. España. Campus Las Lagunillas, Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación I (D2), Dependencia: D2-142.

⁶Doctor. Profesor Titular. Departamento de Psicología. Universidad de Jaén. Campus Las Lagunillas Edificio Humanidades y Ciencias de la Educación II (C5), Dependencia: C5-112

⁷Doctor. Profesor Titular. Departamento de Deporte e Informática. Universidad Pablo de Olavide. Ctra. de Utrera, 1, 41013 Sevilla. España.

Introducción

El juego, presente en nuestras vidas desde el comienzo de la humanidad, cumple una función primordial a lo largo del ciclo vital de cada individuo (Lynch et al., 2016). Esta actividad es inherente al ser humano y se valora como una necesidad vital (Garaigordobil & Fagoaga, 2006; García, 1998). El término "juego" ha sido estudiado a lo largo de la historia por una amplia variedad de autores debido a su significado polisémico (Expósito Bautista, 2006; Lavega Burgués & Olaso Climent, 1999; Moreno Palos et al., 1993), sus raíces etimológicas (Huizinga, 1972b), su conceptualización (Blanchard & Taylor Cheska, 1986; Huizinga, 1972b; Moreno Palos et al., 1993) y su papel como medio de transmisión de valores sociales y culturales (Caro, 1978; Sutton-Smith & Roberts, 1971). Así, el juego ha formado parte de la propia evolución del hombre y de las civilizaciones, desde el juego como parte del aprendizaje de los niños o gamificación (Álvarez-García et al., 2019; Hernando, 2020), hasta el juego como entretenimiento de la sociedad y muestra de poder. El juego es por tanto esencial para el desarrollo humano porque contribuye al bienestar cognitivo, físico, social y emocional de los niños y jóvenes (Arrivillaga & Extremera, 2020; Ginsburg, 2007).

Huizinga define de manera precisa el concepto de juego como: *una acción u ocupación libre, que se desarrolla dentro de unos límites temporales y espaciales determinados, según reglas absolutamente obligatorias, aunque libremente aceptadas, y supone una acción que tiene fin en sí misma y va acompañada de un sentimiento de tensión y alegría y de la conciencia de "ser de otro modo" que en la vida corriente* (Huizinga, 1972a).

Por otro lado, el concepto de juguete podría quedar definido como "objeto que se utiliza con un fin lúdico, u objeto que sirve para jugar". La historia de los juguetes ha sido analizada por numerosos etnógrafos, arqueólogos y plasmada en sus lienzos por muchos artistas. Flacelière (1993), sostiene que, gracias a los restos arqueológicos encontrados, se demuestra la existencia de figuras de barro cocido con referencia a juguetes: caballos con ruedas, sonajeros, otro tipo de animales

domésticos y muñecas, algunas de ellas articuladas, todos ellos, objetos diseñados para la distracción y entretenimiento de los niños más pequeños. Lequeux (1984) destaca también que entre los restos arqueológicos de las pinturas en vasijas griegas se observan niños y niñas jugando a la rayuela, a las tabas, a los trompos, etc. Por tanto, el estudio de los juguetes demuestra relevantes coincidencias desde un punto de vista histórico y geográfico. Emergen objetos similares en culturas heterogéneas aisladas entre sí temporal y geográficamente. La muñeca, al igual que el balón, el cascabel, la peonza y las figuras de animales aparecen en casi todas las civilizaciones.

El juego y el juguete han evolucionado a lo largo del tiempo. Sus características han ido variando en función del valor atribuido al juego y el contexto sociocultural en el que se ha desarrollado. En este sentido, la conducta lúdica podría estar asociada a factores biológicos, sociales, cognitivos, además de a las preferencias de cada individuo (Dinella & Weisgram, 2018).

En general, se reconoce que existen diferencias relacionadas con el sexo en las preferencias de juguetes de los niños y niñas (Davis & Hines, 2020). Se ha observado que tanto los niños como las niñas se crían y juegan de una manera distinta, incluso son motivados de un modo diferente a la hora de jugar (Zachopoulou et al., 2004). Los niños y las niñas difieren en varios aspectos del juego, incluido el interés y el juego con juguetes y actividades específicas, el sexo de sus compañeros de juego y los estilos que usan cuando juegan con juguetes y con amigos (Berenbaum et al., 2007). En población preescolar, las niñas prefieren jugar con muñecas y juegos de cocina, y tener juegos de fantasía que involucren relaciones, roles domésticos y romance, mientras que los niños prefieren jugar con autos, camiones y bloques, y tener juegos de fantasía que involucren superhéroes, peligro y agresión. Estas diferencias otorgan a los juguetes las etiquetas de tipo sexual de "juguetes para niños" y "juguetes para niñas" (Berenbaum et al., 2007). Los juguetes dirigidos a las niñas se caracterizan por estereotipos como la necesidad de brindar cuidados (por ejemplo, muñecas, utensilios de cocina...) y el enfoque en la apariencia externa (por ejemplo, kits de maquillaje), sin embargo, los juguetes dirigidos a niños se caracterizan por estereotipos como un

interés en la acción (por ejemplo, muñecos de superhéroes, armas), deportes (por ejemplo, equipamiento de fútbol), construcción (por ejemplo, bloques) y vehículos (por ejemplo, automóviles) (Saramourtsi et al., 2020). Los estereotipos por sexo también se observan en la juegos/actividades que tienen lugar durante el recreo, así en población preescolar, los niños prefieren el juego activo o jugar con diferentes materiales, mientras que las niñas prefieren el juego simbólico (Saramourtsi et al., 2020). Algunas diferencias de sexo en las preferencias de juguetes son obvias a los dos años y se marcan en los años siguientes junto con las preferencias por compañeros del mismo sexo, con muy poca participación en el juego con compañeros del otro sexo (Berenbaum et al., 2007).

Existen componentes tanto biológicos como evolutivos y ambientales en las diferencias sexuales en las preferencias de los objetos (Todd et al., 2017), incluidos por tanto los juegos y juguetes. De esta manera, las preferencias por objetos como juguetes pueden indicar una preparación biológica para un rol masculino o femenino, que se desarrolla más plenamente a medida que las preferencias perceptivas tempranas se combinan con las experiencias de objetos impuestas por la socialización (Alexander, 2003). Debido a que las grandes diferencias de sexo están presentes desde una edad muy temprana, muchas investigaciones se han centrado en la influencia que las hormonas pueden tener en las preferencias de juego durante la infancia, y los hallazgos generales son consistentes con la idea de que las diferencias individuales en la testosterona prenatal dentro del rango típico predicen preferencias de juego sexualmente diferenciadas en la vida temprana (Richards & Browne, 2023). Aunque las hormonas sexuales tempranas, la socialización de padres y madres y compañeros y amigos a menudo se han enfrentado entre sí, estas influencias en la conducta lúdica infantil actúan juntas (Berenbaum et al., 2007). Todo ello puede tener consecuencias en la vida futura, así, las diferencias de sexo en el juego infantil son importantes por muchas razones ya que, si son grandes, conducen a diferencias de sexo en otras características (incluidas la cognición y el ajuste social), y reflejan los efectos conjuntos de las predisposiciones biológicas, el mundo social y las construcciones de los niños y niñas de ese mundo

(Berenbaum et al., 2007). En particular, el juego preescolar relacionado con el sexo a la edad de tres años y medio predice intereses ocupacionales posteriores relacionados con el sexo en la adolescencia a la edad de 13 años (Kung, 2021).

En general, las fuertes diferencias de sexo en las preferencias de juguetes de niños y niñas en un rango de edades, diferentes períodos de tiempo, países y entornos indican una influencia innata en este comportamiento, un efecto que parece estar sujeto a modificación por el desarrollo y por factores sociales que surgen en las diferentes edades (Todd et al., 2018).

En edad preescolar los juegos predominantes son de naturaleza simbólica, funcional o sensorial (Montilla et al., 2017), mientras que en edades posteriores, el juego reglado y con mayor interacción social, cobra más protagonismo. Por tanto, el análisis de las preferencias de juguetes y juegos en edades preescolares puede ser un indicador importante de los roles simbólicos de sexo asimilados de manera temprana. La preferencia de juguetes relacionada con el sexo es una categoría amplia, así que las mediciones directas incluyen cualquier análisis basado en las preferencias auto-informadas de los niños y niñas o en su comportamiento, mediciones basadas en informes de padres/madres, profesorado o retrospectivamente de participantes adultos, aunque las mediciones directas pueden diferir de un estudio a otro, pero pueden agruparse en cuatro categorías generales: juego libre, preferencia visual, elección forzada y enfoques naturalistas (Davis & Hines, 2020).

En todo caso, las limitaciones metodológicas a la hora de evaluar las preferencias infantiles en relación con los juegos y juguetes pueden derivar en resultados contradictorios a la hora de analizar el dimorfismo sexual en relación con la conducta lúdica. Teniendo en cuenta estas limitaciones, se hace oportuno este estudio que tiene como objetivo diseñar y determinar las propiedades psicométricas de un instrumento para analizar el dimorfismo sexual en las preferencias lúdicas en población preescolar.

Método

Participantes

En este estudio ha participado una muestra total de 231 niños/as preescolares, donde 127 eran

niñas (Edad $M=4.57$, $DT=1.07$ años) y 104 eran niños (Edad $M=4.63$, $DT=.95$ años), con edades comprendidas entre los tres y los seis años de edad, junto a sus respectivos padres, madres y/o tutores legales. Los participantes pertenecen a distintas zonas rurales y urbanas de Andalucía. Como criterios de inclusión fue necesario no tener discapacidad física y / o intelectual, es decir, mediante el informe de los padres, estos niños fueron calificados/as con desarrollo típico. El consentimiento informado y el estudio fueron aprobados por el Comité de Ética de la Universidad de Jaén (España).

Materiales y pruebas

Se realizó una revisión bibliográfica de aquellos factores relacionados con la conducta lúdica infantil. Teniendo en cuenta estos antecedentes se organizó un grupo de discusión de 10 expertos entre diferentes profesionales como psicopedagogos, maestros y profesores de Educación Física; llegando así a un acuerdo en la selección de diferentes tipos de juegos y juguetes. Se discutieron aspectos como el color, la textura, la forma o su asignación social habitual relacionado con la utilidad de los juguetes para el juego de roles sociales, tareas domésticas, el movimiento mecánico, etc. (Davis & Hines, 2020), y el listado preestablecido por Goble et al. (2012) en relación con juegos masculinos, femeninos y neutros, utilizando una lista de verificación de 29 actividades disponibles, incluidas las masculinas (p. ej., pelotas y bicicletas), actividades femeninas (p. ej., cocina y disfraces) y neutrales en cuanto al sexo (p. ej., juegos de mesa y actividades sensoriales). También se analizaron las referencias de estos autores en relación con los códigos del contexto social relevantes como: jugar solo (juego solitario), jugar con maestros, jugar con compañeros masculinos, jugando con compañeras femeninas o jugando con compañeros tanto masculinos como femeninos. Inicialmente se seleccionaron 39 juegos y juguetes (ítems) que fueron sometidos a los procesos de validez de contenido. Los niños y las niñas, al ver la imagen, durante unos segundos, tenían que decidir si ese juego o juguete les gustaba nada (1), poco (2), bastante (3) o muchísimo (4). Los padres, con los niños que realizan el cuestionario, podían ayudarles explicándoles en qué consistía cada

juego o juguete. Además, se desarrolló un cuestionario sociodemográfico para recoger aspectos relacionados con el nivel de estudios, nivel socioeconómico y estado civil de los progenitores.

Procedimiento

A través de la aplicación Google, concretamente en la opción Formularios de Google, se creó el cuestionario online. Para determinar la validez de contenido, los 10 expertos evaluaron en una escala de 1 (nada pertinente) a 5 (muy pertinente) la idoneidad de cada ítem que representa un juego o actividad lúdica o juguete, acción que se hizo de manera individual, sin interferencia entre ellos.

Posteriormente, por diferentes vías online se envió el cuestionario a las distintas familias con niños y niñas en edad preescolar. Al principio del cuestionario se incluía información sobre el estudio y su objetivo; garantizando que toda la información recogida era confidencial y anónima, además de un consentimiento informado. A los padres, se les indicó que en el caso de que el niño no entendiera la figura o ilustración se le explicara en qué consistía. Se les daba el ejemplo del “tira sogá”, evitando taxativamente la emisión de ningún juicio valorativo, solo una explicación de en qué consistió el juego o el juguete en cuestión.

Finalmente, unos 231 niños y sus padres dieron su autorización para participar en el estudio. Seguidamente, una vez confirmado que el tamaño muestral era adecuado para estudiar la calidad técnica del instrumento, combinando distintos indicadores para establecer el tamaño mínimo (Mundfrom et al., 2005), se procedió al análisis de la estructura factorial del instrumento. A una muestra aleatoria de 33 niños, seleccionados de los participantes, se aplicó un retest pasadas 2 semanas.

Análisis estadístico

Los datos de este estudio se han analizado mediante el programa estadístico SPSS., v.19.0 para Windows, (SPSS Inc, Chicago, USA). Se ha utilizado la estadística descriptiva medias (M) y desviación típica (DT). Los análisis de validez de contenido del cuestionario se han determinado mediante la prueba W de Kendall y la prueba de validez de Lawshe (1975). Lawshe describe la

Razón de Validez de Contenido (Content Validity Ratio, CVR) expresada mediante la siguiente fórmula: $(CVR = \frac{Ne - \frac{N}{2}}{\frac{N}{2}})$ donde, Ne=es el número de expertos que indican que el ítem es "esencial". y N=número total de expertos. El valor de CVR varía entre -1 y +1. En términos generales, un valor de CVR más cercano a +1 indica una alta validez de contenido para ese ítem en particular, según el juicio de los expertos. Un CVR de +1 significaría que todos los expertos están de acuerdo en que el ítem es esencial. Un CVR de 0 significaría que el número de expertos que consideran el ítem como esencial es exactamente la mitad del total de expertos. Un CVR de -1 significaría que ningún experto considera que el ítem es esencial. El valor crítico de la CVR se incrementa de manera monotónica cuando se emplean entre 40 y 9 expertos (siendo los valores mínimos adecuados de .29 y .78, respectivamente) y alcanzando el grado máximo de acuerdo (.99) cuando se recurre a siete expertos o menos (Pedrosa et al., 2014).

Se obtuvo el análisis de fiabilidad interna (Alfa de Cronbach) del cuestionario y la consistencia temporal mediante el coeficiente de correlación intraclase (CCI) entre las dos aplicaciones del test. Además, con las respuestas obtenidas en los 231 participantes se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para establecer las dimensiones subyacentes del cuestionario. Antes de realizar el análisis se comprobó, mediante la prueba de esfericidad de Bartlett, que los ítems estaban correlacionados de forma significativa. Igualmente se comprobó, empleando el índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que compartieran suficiente varianza para justificar la extracción de factores. Valores inferiores a .50 se consideran inaceptables, mientras que valores entre .50 y .60 son aceptables y valores mayores que .80 y .90 son excelentes (Hair et al., 2006; Kim & Mueller, 1978). Se utilizó el método de extracción de factores de ejes principales y se aplicó una rotación oblicua (criterio oblmin) por entender que los factores resultantes estaban relacionados entre sí. El número de factores a extraer se estableció mediante análisis paralelo de Horn (Horn, 1965) verificando su coincidencia con los resultados del gráfico de sedimentación (Cattell, 1966), aunque la primera opción es la más adecuada (Zwick & Velicer, 1986). Para la asignación de ítems a

factores se aplicaron dos criterios: (1) una carga factorial de al menos .30 en el factor primario, asegurando así una elevada asociación entre el ítem y el factor; y (2) una diferencia de .30 entre la carga en el factor primario y la carga en otros factores para ítems con cargas cruzadas, asegurando que cada ítem sea considerado relevante para un único factor (Tabachnick & Fidell, 2007). Además, se realizó un análisis de correlación de Pearson entre los factores obtenidos.

Finalmente, y teniendo en cuenta los supuestos de normalidad (Kolmogorov-Smirnov) y homogeneidad de varianzas (Prueba de Levene) se empleó un análisis de covarianza (ANCOVA) entre sexos en relación con los juegos y juguetes elegidos, empleando como covariables el nivel socioeconómico y de estudios de los padres y la edad de los niños. Los tamaños del efecto para las diferencias de grupo se expresaron como *d* de Cohen (Cohen, 1988). Los tamaños del efecto se informan como: trivial (<.2), pequeño (.2 a .49), mediano (.5 a .79) y grande (\geq .8) (Cohen, 1988). El nivel de significación fue de $p < .05$.

Resultados

Teniendo en cuenta los datos sociodemográficos de los padres, no encontramos diferencias significativas entre sexos. El 76.9% de los padres y madres estaban casados o vivían en pareja, el 42% tenían estudios universitarios y el 75.7% manifestaban un nivel socioeconómico medio.

Validez de contenido

Se les solicitó a los 10 expertos un juicio crítico sobre los elementos iniciales de la escala en una escala de valoración tipo Likert de 1, en total desacuerdo a 5, en total acuerdo, lo cual condujo a la eliminación de dos ítems basándonos en su contenido, inteligibilidad, y en los que los jueces presentaban discrepancias en la valoración. Fueron desestimados los ítems con media menor de 2.5 puntos y aquéllos en que los jueces presentaban discrepancias en la valoración mediante el índice CVR, por lo que se eliminaron dos ítems con puntuaciones por debajo de .4, quedando la escala reducida a 35 ítems, con puntuaciones en el índice CVR entre .4 y 1.

Análisis factorial, consistencia interna y fiabilidad test-retest

La prueba de esfericidad de Bartlett arrojaba que los ítems estaban suficientemente relacionados entre sí ($\chi^2=4668$; $p<.001$), mientras que el índice de adecuación de la muestra de KMO era igual a .91 (excelente). Tanto el análisis paralelo como el gráfico de sedimentación (Figura 1) sugieren la extracción de tres factores que explican un 48.3% de la varianza. El factor uno (juguetes neutros) que explica un 20.8% de la varianza, factor dos (juguetes típicamente femeninos) que explica un 14.5% y el factor tres (juguetes típicamente masculinos) que explica un 13.0% de la varianza.

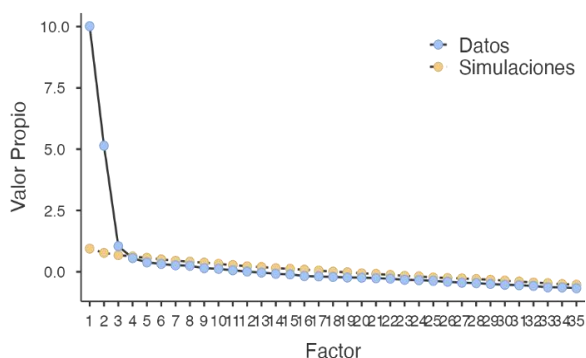


Figura 1. Gráfico de sedimentación

El análisis de correlación de Pearson muestra correlaciones significativas entre el factor (juegos neutros) con los factores, juegos masculinos ($r=.374$, $p<.01$) y juegos femeninos ($r=.542$, $p<.01$). En la Tabla 1 se exponen los resultados de los estadísticos descriptivos de los ítems resultantes del AFE. Calculamos la fiabilidad del instrumento mediante el coeficiente alfa de Cronbach, que alcanza un valor de .909, lo que indica una alta consistencia interna. Se observa que la relación de cada ítem con el total mantiene valores muy estables, en todos los casos por encima de .9. En relación al análisis de fiabilidad test-retest del Cuestionario de Conducta Lúdica (CCL), se obtuvieron los siguientes resultados, juegos neutros CCI=.829, 95% intervalo de confianza (IC)=.651-.917, $p<.001$; juegos femeninos CCI=.862, IC 95%=.716-.932, $p<.001$ y juegos masculinos, CCI=.911, IC 95%=.818-.957, $p<.001$.

Los ítems quedaron configurados de la forma en la que se puede apreciar en la Tabla 2 donde se recogen las cargas factoriales, quedando así definitivamente determinado el CCL.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los diferentes ítems en la muestra total. Los datos se presentan como Media (M) y desviación típica (DT)

Ítem	M (DT)	Ítem	M (DT)	Ítem	M (DT)
1	2.17 (1.18)	11	2.48 (1.23)	21	2.48 (1.22)
2	2.34 (1.25)	12	2.39 (1.15)	22	2.47 (1.17)
3	2.69 (1.24)	13	2.46 (1.23)	23	2.20 (1.18)
4	2.65 (1.25)	14	2.40 (1.22)	24	2.41 (1.20)
5	2.30 (1.19)	15	2.37 (1.19)	25	2.32 (1.17)
6	2.54 (1.28)	16	2.28 (1.13)	26	2.32 (1.20)
7	2.39 (1.14)	17	2.54 (1.29)	27	2.58 (1.20)
8	2.32 (1.23)	18	2.42 (1.25)	28	2.36 (1.22)
9	2.45 (1.26)	19	2.48 (1.25)		
10	2.39 (1.26)	20	2.54 (1.24)		

Resultados entre niños y niñas

En la Tabla 3 se observa que existen diferencias significativas en cuanto a la elección de juegos masculinos y femeninos por parte de los niños y las niñas, no así en los juegos neutros. Considerando la interacción sexo y edad, observamos en la Figura 2, que existen diferencias entre sexos tanto en los juegos masculinos y femeninos, no así en los juegos neutros. En los juegos masculinos, los resultados a los 4 y 6 años, indican que los niños muestran mayor predilección por estos juegos que las niñas ($p=.002$; d de Cohen =1.031, $p<.001$, d de Cohen =1.435, respectivamente). En los juegos femeninos, a los 5 y 6 años, las niñas muestran una mayor predilección por estos juegos ($p=.014$, d de Cohen =.665 y $p=.049$, d de Cohen =.574, respectivamente) que los niños. Analizando el efecto de la edad en niños y en niñas, observamos que en los juegos neutros se observan diferencias significativas entre los 3 y los 6 años en los niños ($p=.048$, d de Cohen =1.12), y entre los 3 y 6 años ($p=.003$ d de Cohen =.975) y 4 y 6 años ($p=.003$, d de Cohen =1.075) en las niñas. En los juegos masculinos, entre los 3 y 4 años ($p=.014$, d de Cohen =.990), entre los 3 y 6 años ($p<.001$, d de Cohen =1.430) y entre 5 y 6 años ($p=.005$, d de Cohen =.632) sólo en los niños.

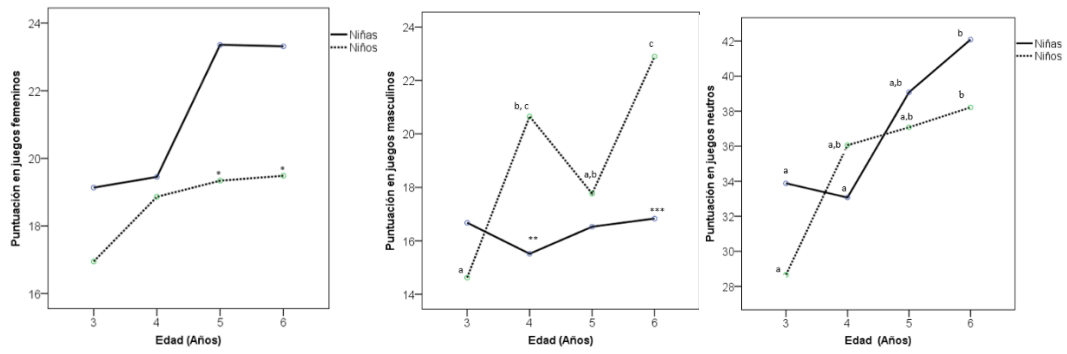














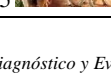


Figura 2. Interacción sexo y edad en el comportamiento lúdico, de izquierda a derecha, juegos femeninos masculinos y neutros

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ indican diferencias significativas entre sexos. Diferentes letras subíndice señalan diferencias significativas ($p < .05$) entre grupos de edad en el mismo sexo.

Tabla 2. Matriz de componentes rotados

	Factor			
	Neutros	Femenino	Masculino	Unicidad
I1 			.679	.624
I2 		.632		.490
I3 	.606			.628
I4 	.538			.561
I5 		.717		.510
I6 	.676			.382
I7 	.491			.555
I8 	.454			.716
I9 		.778		.343
I10 		.573		.449
I11 	.777			.394
I12 		.464		.577
I13 	.706			.474
I14 			.727	.318
I15 			.581	.534














I16			.623		.547
I17		.866			.303
I18			.724		.409
I19		.613			.484
I20		.566			.441
I21		.468			.574
I22				.427	.630
I23				.616	.694
I24				.588	.628
I25			.589		.662
I26		.495			.571
I27		.632			.620
I28				.594	.572

Tabla 3. Diferencias entre sexos en relación con los diferentes juegos y juguetes

Variables	Niños M (DT)	Niñas M (DT)	<i>p</i>	d de Cohen
Edad (años)	4.63 (.95)	4.57 (1.07)	.658	.059
Juegos neutros (13-52)	35.84 (8.86)	37.86 (9.55)	.237	.219
Juegos femeninos (8-32)	19.09 (5.60)	21.66 (6.89)	.005	.407
Juegos masculinos (7-28)	19.26 (6.01)	16.38 (4.39)	.001	.559

Nota. Los datos se presentan como media (M) y desviación típica (DT).

Discusión

El objetivo principal de este estudio ha sido diseñar y determinar las propiedades psicométricas de un instrumento para analizar el dimorfismo sexual en las preferencias lúdicas en población preescolar española basado en reactivos visuales. El cuestionario CCL constituye un instrumento inédito y original que ha mostrado adecuada validez de contenido, consistencia interna y se organiza en una estructura de tres factores: juegos neutros, masculinos y femeninos. El análisis de correlación muestra asociaciones significativas entre los juegos neutros con los masculinos y femeninos, pero no entre estos últimos, lo cual

pone de relieve que estos dos factores son excluyentes y podrían tener capacidad explicativa del dimorfismo sexual en cuanto a la conducta lúdica.

El empleo de reactivos visuales para el diseño del CCL es una opción muy interesante para analizar la conducta lúdica en población preescolar ya que permite obtener directamente del niño sus preferencias y emociones al respecto con mínima intervención y mediación externa.

El procedimiento para la validación psicométrica permitió depurar el número de ítems iniciales de 39 a 28 y los factores que finalmente conformaron la versión final de la escala, la cual

muestra valores muy altos de consistencia interna, siendo óptima la validez test-retest de cada uno de los factores. Por tanto, se puede contar con un instrumento válido y fiable para conocer con mayor precisión la conducta lúdica de la población preescolar en relación con el sexo.

En este sentido y en relación con los resultados por sexo y edad, se encontraron diferencias significativas en cuanto a la elección de juegos masculinos y femeninos por parte de los niños y las niñas, no así en los juegos neutros. Estas diferencias son objetivables a partir de los 4 años. En este sentido, un meta-análisis indicó que los niños y niñas de edades comprendidas entre uno y ocho años jugaban con juguetes de tipo masculino más que las niñas y las niñas jugaron con juguetes de tipo femenino más que los niños, señalando además que no hubo un efecto significativo de la presencia de un adulto, el contexto de estudio, la ubicación geográfica del estudio, la fecha de publicación, la edad del niño o de la niña o la inclusión de juguetes de 'género neutro', sin embargo, sí se observó un efecto de la edad los niños, los mayores jugaban más con juguetes de "tipo masculino" en relación con juguetes de "tipo femenino" que los más pequeños (Todd et al., 2018). Del mismo modo, en una reciente revisión, se destaca que los niños preferían los juguetes relacionados con los niños más que las niñas, y las niñas preferían los juguetes relacionados con las niñas más que los niños, aunque también las niñas prefirieron los juguetes que los investigadores clasificaron como neutrales más que los niños (Davis & Hines, 2020). También y en relación con el tipo de juego, existen diferencias por sexo entre los 48 a 66 meses de edad; las niñas prefieren jugar a juegos dramáticos (juegos de simulación) hablando con otras niñas, mientras que los niños preferían jugar de forma más activa, brusca y revoltosa como corriendo, persiguiendo, etc. (Isil, 2018). En consonancia con Todd et al. (2018), en los resultados encontrados en el actual estudio, es imposible determinar en qué medida los hallazgos son resultado de una predisposición biológica o del entorno.

Las preferencias de objetos sexualmente diferenciados aparecieron temprano en la evolución humana, antes del surgimiento de un linaje homínido distinto, esto implica que las preferencias sexualmente dimórficas por las

características del juguete y el juego (por ejemplo, color, forma, movimiento...) pueden haber evolucionado a partir de presiones de selección diferencial basadas en los diferentes roles de comportamiento de hombres y mujeres, y que las preferencias evolucionadas de características de objetos pueden contribuir a las preferencias actuales de juguetes sexualmente dimórficos (Alexander & Hines, 2002).

Para la investigación futura, con el CCL se podrían analizar las preferencias de juguetes y juegos relacionadas con el sexo de los niños en diferentes culturas, etnias y grupos socioeconómicos. Como limitaciones más importantes de este estudio, destacamos que habría que continuar validando la estructura factorial con estudios factoriales confirmatorios, con tamaños muestrales más grandes y representativos de la población objeto de estudio. Sin embargo, la fortaleza de este estudio es su carácter innovador. El CCL es el primer instrumento, que, a nuestro conocimiento, y mediante el uso de reactivos visuales, permite analizar la conducta lúdica en población preescolar española.

A modo de conclusión podemos indicar que los análisis psicométricos del presente estudio proporcionan evidencia de la validez y fiabilidad de la versión inicial española del CCL en población preescolar con desarrollo típico, con una estructura factorial de tres factores: juegos neutros, femeninos y masculinos. Por tanto, este instrumento puede ser válido para ser utilizado a la hora de analizar las preferencias y el comportamiento lúdico de los niños de 3 a 6 años, sirviendo de base a diferentes investigadores para analizar el desarrollo de los procesos de socialización a estas edades sobre la base de la conducta lúdica.

Agradecimientos

Los autores agradecen la financiación al Instituto de Estudios Giennenses, a través del Proyecto "Análisis de la Prevalencia de Altas Capacidades y Talento en Niños de 6 a 12 años de la Provincia de Jaén y su relación con Variables Sociodemográficas".

Referencias

- Alexander, G. M. (2003). An evolutionary perspective of sex-typed toy preferences: Pink, blue, and the brain. *Archives of Sexual Behavior*, 32(1), 7–14.
- Alexander, G. M., & Hines, M. (2002). Sex differences in response to children's toys in nonhuman primates (*Cercopithecus aethiops sabaeus*). *Evolution and Human Behavior*, 23(6), 467–479.
- Álvarez-García, D., García, T., Cueli, M., & Núñez, J. C. (2019). Control parental del uso de Internet durante la adolescencia: Evolución y diferencias de género. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 2(51), 19-31.
- Arrivillaga, C., & Extremera, N. (2020). Evaluación de la inteligencia emocional en la infancia y la adolescencia: Una revisión sistemática de instrumentos en Castellano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 55(2), 121-139.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.09>
- Berenbaum, S. A., Martin, C. L., Hanish, L. D., Briggs, P. T., & Fabes, R. A. (2007). Sex Differences in Children's Play. In J. B. Becker, K. J. Berkley, N. Geary, E. Hampson, J. P. Herman, & E. Young (Eds.), *Sex Differences in the Brain* (Vol. 275, pp. 275–290). Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195311587.003.0014>
- Blanchard, K., & Taylor Cheska, A. (1986). Antropología del deporte. Bellaterra.
- Caro, R. (1978). Días geniales o lúdicos. Volumen II. Espasa-Calpe SA.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276.
- Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Lawrence Erlbaum.
- Davis, J., & Hines, M. (2020). How large are gender differences in toy preferences? A systematic review and meta-analysis of toy preference research. *Archives of Sexual Behavior*, 49(2), 373–394.
- Dinella, L. M., & Weisgram, E. S. (2018). Gender-typing of children's toys: Causes, consequences, and correlates. *Sex Roles*, 79(5), 253–259.
- Expósito Bautista, J. (2006). El juego y deporte popular, tradicional y autóctono en la escuela: Los bolos huertanos y los bolos cartageneros. Wanceulen.
- Flacelière, R. (1993). La vida cotidiana en Grecia en el siglo de Pericles. Temas de Hoy.
- Garaigordobil, M., & Fagoaga, J. M. (2006). El juego cooperativo para prevenir la violencia en los centros educativos. Ministerio de Educación y Ciencia.
- García, F. M. V. (1998). Xogo popular galego e educación: vixencia educativa e función de identificación cultural dos xogos e enredos tradicionais. Universidade de Santiago de Compostela.
- Ginsburg, K. R. (2007). The importance of play in promoting healthy child development and maintaining strong parent-child bonds. *Pediatrics*, 119(1), 182–191.
<https://doi.org/10.1542/peds.2006-2697>
- Goble, P., Martin, C. L., Hanish, L. D., & Fabes, R. A. (2012). Children's gender-typed activity choices across preschool social contexts. *Sex Roles*, 67(7), 435–451.
- Hair, J. F., Black, W., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2006). Multivariate data analysis (7th ed.). Pearson Education Ltd.
- Hernando, A. B. (2020). La gamificación como herramienta de difusión del patrimonio cultural en el Grado en Turismo: El caso de Fuentidueña (Segovia). *El uso de las TIC en la innovación docente*, 109–129. Dykinson.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185.
- Huizinga, J. (1972a). *Homo ludens*, trad, de Eugenio Imaz. Alianza.
- Huizinga, J. (1972b). *Homo ludens*. Alianza.
- Isıl, T. (2018). An analysis on play and playmate preferences of 48 to 66 months old children in the context of gender. *Educational Research and Reviews*, 13(13), 511–517.
<https://doi.org/10.5897/ERR2017.3355>
- Kim, J. O. y Mueller, C. W. (1978). Factor analysis. Sage.

- Kung, K. T. F. (2021). Preschool gender-typed play behavior predicts adolescent gender-typed occupational interests: A 10-year longitudinal study. *Archives of Sexual Behavior, 50*(3), 843–851.
- Lavega Burgués, P., & Olaso Climent, S. (1999). 1000 Mil juegos y deportes populares y tradicionales: La tradición jugada. Paidotribo.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology, 28*(4), 563–575.
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Lequeux, P. (1984). Juegos + de 1000, para todo lugar. Reforma de la Escuela.
- Lynch, H., Hayes, N., & Ryan, S. (2016). Exploring socio-cultural influences on infant play occupations in Irish home environments. *Journal of Occupational Science, 23*(3), 352–369.
<https://doi.org/10.1080/14427591.2015.1080181>
- Montilla, J. A. P., Román, P. A. L., del Castillo, R. J. M., & Pinillos, F. G. (2017). Motricidad y salud en educación infantil. Ediciones Pirámide.
- Moreno Palos, C., Mata Verdejo, D., & Gómez Rodríguez, J. (1993). Aspectos recreativos de los juegos y deportes tradicionales en España. Madrid: Gymnos, 1993.
- Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., & Ke, T. L. (2005). Minimum sample size recommendations for conducting factor analyses. *International Journal of Testing, 5*(2), 159–168.
https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., & García-Cueto, E. (2014). Evidencias sobre la validez de contenido: Avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción Psicológica, 10*(2), 3.
<https://doi.org/10.5944/ap.10.2.11820>
- Richards, G., & Browne, W. V. (2023). Prenatal testosterone and sexually differentiated childhood play preferences: A meta-analysis of amniotic fluid studies. *Current Psychology, 42*(16), 13611–13624.
<https://doi.org/10.1007/s12144-021-02386-z>
- Saramourtsi, E., Zafiri, M., & Pliogou, V. (2020). Gender stereotypes in children's play, pro-social and aggressive behavior in the kindergarten class: The kindergarten teachers' stance. *Universal Journal of Educational Research, 8*(12A), 7992–8009.
- Sutton-Smith, B., & Roberts, J. M. (1971). The cross-cultural and psychological study of games. *International Review of Sport Sociology, 6*(1), 79–87.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). Using multivariate statistics (5th ed.). Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Todd, B. K., Barry, J. A., & Thommessen, S. A. O. (2017). Preferences for 'gender-typed' toys in boys and girls aged 9 to 32 months. *Infant and Child Development, 26*(3), e1986.
<https://doi.org/10.1002/icd.1986>
- Todd, B. K., Fischer, R. A., Di Costa, S., Roestorf, A., Harbour, K., Hardiman, P., & Barry, J. A. (2018). Sex differences in children's toy preferences: A systematic review, meta-regression, and meta-analysis. *Infant and Child Development, 27*(2), e2064.
- Zachopoulou, E., Trevlas, E., & Tsikriki, G. (2004). Perceptions of gender differences in playful behaviour among kindergarten children. *European Early Childhood Education Research Journal, 12*(1), 43–53.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*(3), 432.