Revista Latinoamericana de Psicología

https://revistalatinoamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/

ORIGINAL

Propiedades psicométricas del Cuestionario de Detección de Abuso de Pantallas para niños (CUDAP-N, de 3 a 9 años) en población mexicana

Rosario Ruiz-Olivares [a,*], **Noelia Minaya** [b], **Alicia Morón Murias** [b]

[a] *Departamento de Psicología, Universidad de Córdoba, España*
[b] *HABILMIND, Madrid, España*

Recibido el 31 de mayo de 2025; ***aceptado*** el 09 de marzo de 2026

Resumen | Introducción: Esta investigación tiene como objetivos desarrollar un cuestionario para la población infantil de 3 a 9 años, que permita identificar si se da un uso problemático de las pantallas (Cuestionario de Abuso de Pantallas, CUDAP-N de 3 a 9 años), estudiar sus propiedades psicométricas y obtener evidencias de validez de su estructura interna. **Método:** Con un diseño prospectivo de grupo único, se ha recogido información de 6054 cuidadores primarios de niños/as de 3 a 9 años. Se recogieron datos sociodemográficos y aspectos relacionados con el uso de las pantallas: hábitos de uso, autorregulación y hábitos de uso de los cuidadores principales. **Resultados:** Se confirma la estructura del instrumento en tres dimensiones y se arrojan datos de fiabilidad del instrumento. **Conclusiones:** Este tipo de herramientas son útiles y necesarias para conocer cómo es el uso de las pantallas a estas edades, y facilitar el diseño de estrategias de prevención que regulen este comportamiento y se integre el uso de las pantallas de una forma saludable en la población infantil.

Palabras clave: Uso problemático de tecnología, infancia, autorregulación, validación, evaluación

© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Psychometric properties of the Screen Abuse Detection Questionnaire for Children (CUDAP-N, 3 to 9 years old) in the Mexican population

Abstract | Introduction: The objectives are to develop a questionnaire for children aged 3 to 9 years to identify problematic screen use, to study the psychometric properties of the Problematic Screen Use Questionnaire (CUDAP-N, ages 3 to 9) and to obtain evidence of the validity of its internal structure. **Method:** Using a prospective, single-group design, information was collected from 6,054 primary caregivers of children aged 3 to 9 years. Sociodemographic data and aspects related to problematic screen use were collected: usage habits, self-regulation, and usage habits of the primary caregivers. **Results:** The instrument's three-dimensional structure was confirmed, and data on its reliability were obtained. **Conclusions:** These types of tools are useful and necessary to understand how screens are used at these ages, to facilitate the design of prevention strategies that regulate this behavior and integrate screen use in a healthy way into the child population.

Keywords: Problematic technology use, childhood, self-regulation, validation, evaluation

© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

* Autor de correspondencia.
Correo electrónico: rosario.ruiz@uco.es

https://doi.org/10.14349/rlp.2025.v57.24
0120-0534/© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Los infantes cada vez acceden más y son expuestos a las pantallas a una edad cada vez más temprana (Chang et al., 2018; Restrepo-Castro et al., 2024; Robles-Estrada et al., 2024; Wu et al., 2025). La evidencia de los riesgos del uso de las pantallas en infantes se encuentra ampliamente documentada en la literatura más reciente (Byrne et al., 2021; Kar et al., 2025; Robles-Estrada et al., 2024; San-Martín-Roldán et al., 2024). Entre los riesgos estaría el aumento de los problemas en el desarrollo del lenguaje, trastorno del sueño, de la atención y cambios generales de la conducta (Kar et al., 2025; Kardas et al., 2023; Wu et al., 2025); menos horas de sueño y peor calidad de este (Zhu et al., 2024), mala nutrición (Cartanyà-Hueso et al., 2021; Tambalis et al., 2020), depresión (Spina et al., 2021; Xu et al., 2020), etc. Como variable mediadora, algunos trabajos señalan que usar las pantallas estando acompañados por los cuidadores primarios favorece el aprendizaje de contenidos adecuados y el desarrollo de hitos relacionados con las habilidades motoras y lingüísticas (Kar et al., 2025; Miyashita et al., 2023; Robles-Estrada et al., 2024; Rocha & Nunes, 2020).

Con la llegada de Internet, el consumo de pantallas ha cambiado (Robles-Estrada et al., 2024). La TV, por ejemplo, ha sido sustituida por otras pantallas (móvil, tableta, ordenador, etc.) y se utiliza para ver contenido en línea a través de plataformas de pago (Netflix, Amazon Prime, HBO, YouTube, entre otras) cuyo acceso es más intuitivo, presenta menos cortes publicitarios y se puede consumir sin parar (Feijoo et al., 2021; Kaye et al., 2020). En este punto, ya no es tan relevante la tecnología utilizada, sino lo que se realiza o consume a través de ella. La actividad en línea más utilizada por los menores de 8 años es el visionado de videos y películas. En un estudio realizado por Pérez Alajos et al. (2021) con 647 infantes españoles de 3 a 18 años, se observó cómo el 57.8 % de los participantes de 3-6 años preferían ver dibujos animados en la TV. En cuanto al tiempo invertido en el consumo de contenidos audiovisuales, los infantes empleaban entre semana 3.49 horas de media, los fines de semana 3.2 y en vacaciones 5.89 horas de media al día. En otra investigación realizada con 858 padres y tutores turcos de infantes entre 36 y 72 meses, también se observó que el 86 % consumía contenido audiovisual como dibujos animados en diferentes pantallas, incluida la TV y el 47.8 % usaba las pantallas para jugar videojuegos (Kardas et al., 2023). En este mismo trabajo, el 28 % las usaba más de dos horas al día. En otro trabajo con población mexicana, se recogió información de 91 cuidadores que señalaron que los niños entre 12 y 36 meses usaban las pantallas una media de 3-4 horas al día (Robles-Estrada et al., 2024). Todos estos datos superan los recomendados recientemente por la Asociación Española de Pediatría (AEP; 2025), o horas para niños menores de 2 años y 1 hora, con supervisión, para menores de 2 a 4 años.

Una de las consecuencias del uso prolongado de las pantallas a estas edades es la dificultad para regular las emociones (Gago-Galvagno et al., 2024). Es decir, el uso de las pantallas limita las oportunidades de adquirir formas autónomas de regulación emocional en el infante que le permitan calmar y aprender a identificar sus emociones, lo que puede contribuir al uso problemático de la tecnología a corto y largo plazo.

El modelo que ejercen los cuidadores primarios tiene una influencia en el uso y el tiempo que pasan sus hijos/as frente a las pantallas (Arai et al., 2023; Kar et al., 2025; Restrepo-Castro et al., 2024). Además, a edades tempranas, este uso interfiere en la calidad de las interacciones que se fomentan entre ambos. Por ejemplo, se reduce el tiempo de conversación, lo que puede impactar en el desarrollo de habilidades lingüísticas de los infantes (Byrne et al., 2021; Kar et al., 2025; Robles-Estrada et al., 2024).

En la revisión realizada por Byrne et al. (2021) se señala la necesidad de contar con herramientas válidas y fiables que evalúen el uso que hacen los infantes de las pantallas y que cuenten con buenas propiedades psicométricas. En ese caso, son necesarios instrumentos que valoren de forma conjunta los hábitos de uso, como la duración, los momentos del día y el fin con el que se utilizan las pantallas, las conductas de autorregulación emocional de los infantes y el modelo que ejercen sus cuidadores principales. La falta de este tipo de herramientas puede deberse, por ejemplo, a la dificultad de recoger datos autoinformados, ya que a estas edades aún presentan dificultad en la comprensión lectora (Kardas et al., 2023). En ese caso, es necesario contar con los cuidadores principales como informantes de la conducta de sus hijos.

La literatura científica sobre la evaluación del uso problemático de las pantallas está centrada en la población adolescente (Ortuño-Sierra et al., 2024; Pérez-Sáenz et al., 2023; Pino et al., 2022). La mayoría se centran en el uso problemático del dispositivo (móvil, tableta o el ordenador), en el entorno virtual (Internet) o en actividades como los videojuegos o las redes sociales.

Aunque actualmente no se cuestiona que los infantes menores de 9 años accedan a las pantallas de forma precoz e intensiva (Restrepo-Castro et al., 2024; Robles-Estrada et al., 2024; Wu et al., 2025), se conoce muy poco sobre el uso problemático que hacen de ellas. No existen instrumentos validados científicamente que evalúen de manera conjunta los hábitos, la autorregulación y el modelo que ejercen los cuidadores principales. Contar con instrumentos que valoren el uso problemático de las pantallas en la población infantil es necesario (Byrne et al., 2021), ya que permiten observar si el uso que hacen de las mismas es adecuado o no, si son capaces de autorregular su comportamiento, y conocer cuánto tiempo pasan delante de ellas. Desarrollar instrumentos con estas características permitirá evaluar de forma precisa y objetiva el uso que la infancia hace de las pantallas e identificar si este uso es problemático o no.

Por todo ello, esta investigación tiene como objetivo general desarrollar un cuestionario para la población infantil de 3 a 9 años que permita identificar el uso problemático que hacen de las pantallas (Cuestionario de Abuso de Pantallas, CUDAP-N de 3 a 9 años), estudiar sus propiedades psicométricas y obtener evidencias de validez de su estructura interna.

Método

Diseño y pilotaje del cuestionario

Una vez finalizadas las características generales de la prueba (contenido, estructura, longitud, métrica), se ela-

boró una primera versión. Esta versión fue revisada por seis expertos (psicólogos y profesores universitarios) que valoraron los ítems y los factores en claridad, adecuación, coherencia y relevancia. Tras dicha revisión, se hicieron ajustes en algunos ítems. Posteriormente, se llevó a cabo el primer piloto (N = 2245). Se analizaron las propiedades psicométricas iniciales de la prueba (discriminación con correlación biserial-puntual, fiabilidad con alfa ordinal y omega) y las evidencias de estructura interna a través de un AFE (análisis paralelo para la extracción factorial y método de estimación ULS, rotación oblimin y correlaciones policóricas para la estimación del modelo). Los criterios para determinar la eliminación o modificación de los ítems incluyeron una baja discriminación del ítem, mejora notable de la fiabilidad al eliminar el ítem, saturación en un factor diferente al teorizado o una combinación de estos. Tras este proceso se llevó a cabo un pilotaje más (N = 4478) hasta llegar a la versión final que es la que se presenta en este artículo.

Participantes

Con un muestreo por conveniencia, se recogió información de 6054 niños/as de 3-9 años de 111 centros educativos privados de México ($\bar{X}_{edad}$ = 6.14; Med = 6; S_{edad} = 1.46) con una distribución equilibrada entre niños (49.8 %) y niñas (50 %); el 0.2 % restante pertenece a la categoría "otros". La distribución de la edad se encuentra en la Figura 1. La distribución de la variable curso se encuentra en la Figura 2; en cada panel las barras representan el número de sujetos por curso y están agrupadas según la edad. La distribución de los centros por regiones se halla en la Tabla 1. La muestra se recogió en los cursos 2023/2024 y 2024/2025.

Tabla 1. Distribución de la muestra por estados

Zona	Estado	No. de colegios
Noroeste	Baja California, Sonora	3
Noreste	Nuevo León, Tamaulipas	2
Oeste	Jalisco, Michoacán	7
Centro-Norte	San Luis Potosí, Zacatecas	3
Centro-Sur	Ciudad de México, Puebla	93
Suroeste	Oaxaca, Guerrero	2
Sureste	Chiapas, Tabasco	1

Instrumentos

Con un instrumento *ad hoc*, se recogieron los datos sociodemográficos, la edad y el género (niños, niñas y otros).

Cuestionario de Abuso de Pantallas (*CUDAP-N de 3 a 9 años*): está dividido en dos niveles y debe ser cumplimentado por los cuidadores principales (progenitores o tutores legales):

- Nivel 1: para infantes de 3 a 6 años (1º, 2º y 3º de kínder). La prueba está compuesta por 20 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos (1 es "nunca" y 5 "siempre"). Exceptuando los dos primeros ítems de la escala "hábitos de uso", en la que se utiliza una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos con etiquetas propias. Por ejemplo, el ítem 1 ("¿cuántas horas promedio pasa su hijo delante de las pantallas al día entre semana (lunes-jueves)?") tiene como categorías de respuesta 1 = "nada", 2 = "hasta 1h", 3 = "entre 1h y 2h", 4 = "entre 2h y 3h" y 5 = "más de 3h".

Figura 1. Distribución de la muestra en función de la variable edad

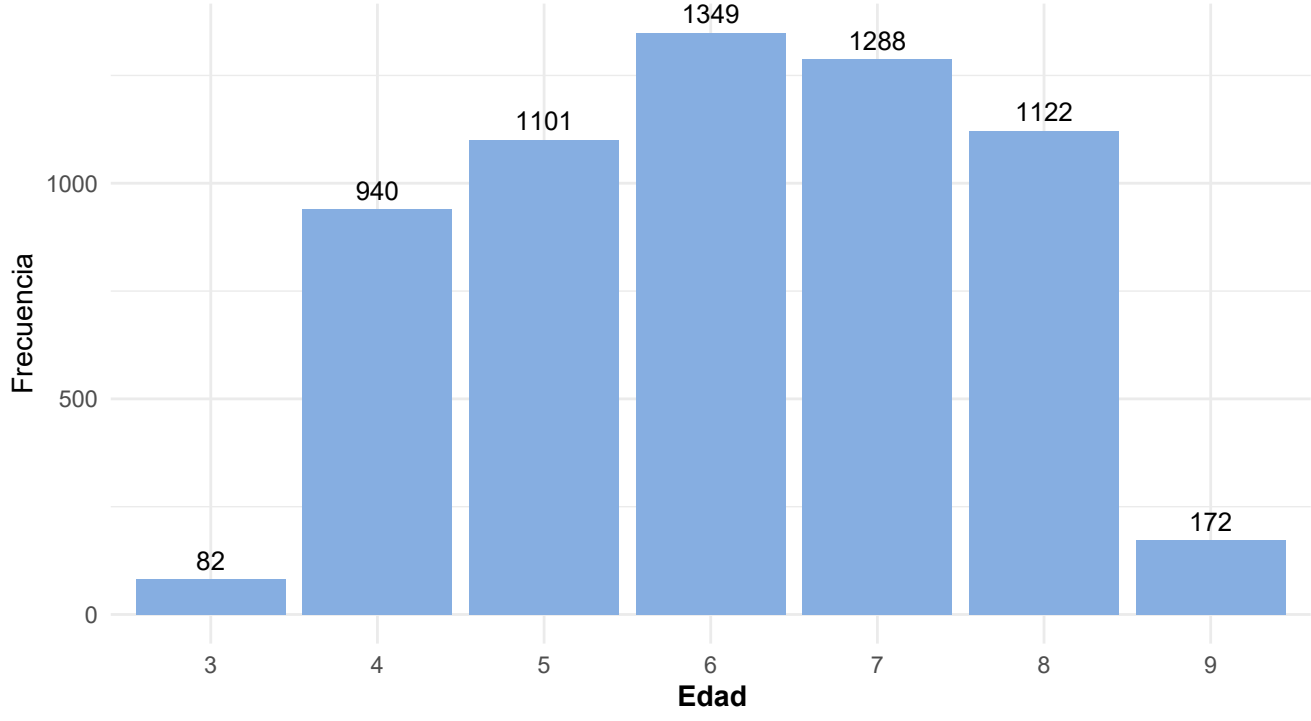
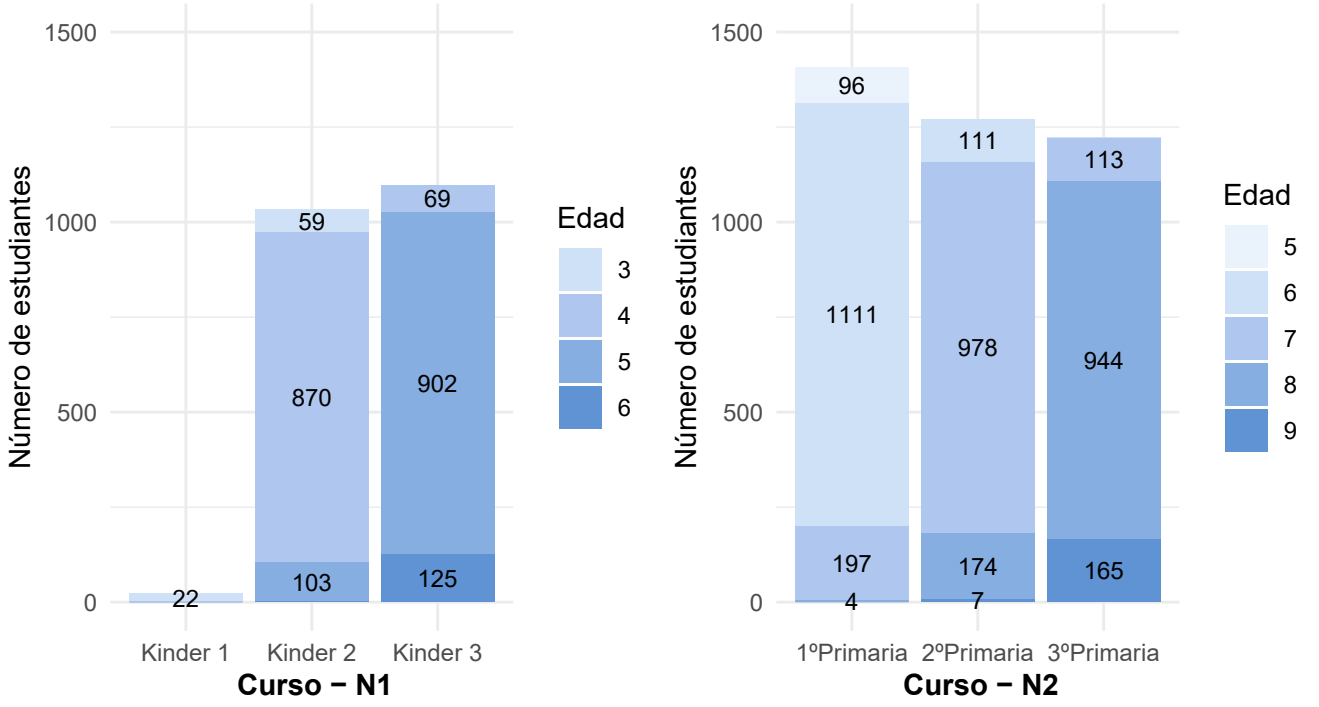


Figura 2. Distribución de la muestra en función de la variable curso agrupada por edad y segmentada por nivel



- Nivel 2: para infantes de 7 a 9 años (1º, 2º y 3º de educación primaria) con 20 ítems y la misma escala de respuesta que el nivel 1.

Cada nivel abarca tres dimensiones: hábitos de uso (siete ítems), autorregulación (seis ítems) y hábitos de la familia en el uso de pantallas (siete ítems).

Procedimiento

Diseño *expost facto* transversal de grupo único. Los cuidadores principales contestaron un único cuestionario por hijo/a. Las familias biparentales contestaban de manera conjunta el cuestionario. La recogida de información se realizó *online* a través de la plataforma *Habilmind* de evaluación psicopedagógica.

La cumplimentación del cuestionario duró aproximadamente 10 minutos. Antes, los participantes recibieron información sobre el estudio, se explicó el consentimiento informado y la importancia de su participación, y se abordaron aspectos éticos como la voluntariedad y la confidencialidad. Esta investigación cumple con la Declaración de Helsinki y la Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de "Protección de datos personales y garantía de los derechos digitales". Este trabajo cuenta con el visto bueno del Comité de Ética de Investigación Humana de la Universidad de Córdoba (Ref. CEIH-22-22).

Análisis de datos

Se utilizó el software Rstudio versión 2024.12.0 y la versión 4.4.2 de R para Linux. Se utilizaron las librerías *boot* (Canty et al., 2025), *dplyr* (Wickham et al., 2023), *ggplot2* (Wickham, 2016), *lavaan* (Rosseel, 2012), *MVN* (Korkmaz et al., 2014), *psych* (Revelle, 2024), *readr* (Wickham, Heste et al., 2024) y *tidyr* (Wickham, Vaughan et al., 2024).

Antes del análisis, la base de datos se filtró con base en estos criterios: problemas de codificación; elección de la misma opción de respuesta durante toda la prueba; valores perdidos en algún ítem, en las variables edad o género; presencia de re-test (se mantuvieron las respuestas dadas en la primera aplicación) y valores de edad fuera de rango.

Se obtuvieron la media, la desviación típica, la asimetría, la curtosis y el porcentaje de elección de las opciones de respuesta de los ítems de la prueba. Para estudiar la normalidad univariante se tomaron los puntos de corte de As < 3 y Cr < 8 (Kline, 2016).

A continuación, se analizaron las evidencias de estructura interna. Como paso previo, se analizó si la matriz de correlaciones era factorizable a través del test de esfericidad de Bartlett y la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). En seguida, se llevó a cabo un análisis paralelo utilizando como método de estimación ULS y como input la matriz de correlaciones policóricas. Posteriormente, se estimaron dos modelos factoriales confirmatorios para comparar el ajuste del modelo trifactorial y el modelo unifactorial a los datos. Para la estimación de ambos modelos se utilizó DWLS y como input la matriz de correlaciones policóricas. Para analizar el ajuste de los modelos a los datos se consideraron adecuados los valores de TLI ≥ .96, de CFI ≥ .95, de RMSEA ≤ .08 y SRMR ≤ .09 (Abad et al., 2011). Se han tomado como valores mínimos aceptables para los pesos factoriales .30, adecuados por encima de .50 y excelentes si son superiores a .70 (Hair et al., 2019). Asimismo, se ha incluido la corre-

lación entre los residuos de las parejas de ítems 1-2, 3-14, 8-9 y 11-17, ya que presentan una redacción similar.

Con el objetivo de estudiar si las puntuaciones pudieran estar sesgadas en función del género o del curso al que asiste el infante, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio multigrupo tomando como variables de agrupación género y curso. Para este análisis se excluyeron los sujetos que habían seleccionado la categoría "otros" en la variable género y la categoría "kínder 1" en la variable curso, dado que en estos grupos no había muestra suficiente como para estimar los modelos factoriales. De esta manera, para el análisis por género se utilizó una muestra de 6043 infantes y para el análisis por curso, una muestra de 6031 estudiantes. Se analizó la invarianza configural, la invarianza métrica y la invarianza escalar a través de la variabilidad de los índices CFI, RMSEA y SRMR, de manera que $\Delta CFI \geq -.01$; $\Delta RMSEA \geq .015$; $\Delta SRMR \geq .03$ eran indicadores de falta de invarianza (Chen, 2007).

Después, se obtuvieron los índices de discriminación de los ítems por factor. El indicador utilizado para medir la discriminación de los ítems consistió en la correlación ítem-test corregida partiendo de la matriz de correlaciones de Spearman, dada la naturaleza ordinal de los ítems. Valores por encima de .30 se consideran adecuados (Pardo & San-Martín, 2010).

Por último, se obtuvieron los coeficientes de fiabilidad omega y alfa ordinal por factor y global (Revelle & Condon, 2019; Zumbo et al., 2007), donde los valores superiores a .70 se consideran aceptables, entre .80 y .90 buenos, y mayores de .90 excelentes (George & Mallery, 2003).

Resultados

Datos descriptivos

En las Tablas 2 y 3 se observan los descriptivos de los ítems. Las medias tienen valores en torno al centro de la escala (2.5), exceptuando los ítems 5, 12 y 13 del nivel 1 y los ítems 5, 9 y 13 del nivel 2.

Todos los ítems obtienen valores por debajo de 3 en asimetría y 8 en curtosis, lo que indica que la distribución de los datos no presenta violaciones graves del supuesto de normalidad univariante. A pesar de ello, dado que los ítems tienen una escala de respuesta ordinal de cinco puntos, se ha procedido a estimar los modelos factoriales confirmatorios con DWLS como estimador y las correlaciones policóricas como input.

En relación con la frecuencia de elección de las opciones de respuesta de la escala en porcentaje, destacan los ítems 5, 7, 9, 11, 12, 13, 16, 17 y 19 en ambos niveles por ser los que concentran un mayor porcentaje de elección de opciones de respuesta bajas.

Evidencias de estructura interna

En la prueba asociada a cada nivel, se ha comprobado previamente que la matriz de correlaciones sea factorizable a través del test de Bartlett y la prueba KMO. El estadístico de contraste del test de esfericidad de Bartlett ha alcanzado la significación estadística en ambos niveles (para N1: $X^2 = 14754.86$, grados de libertad (gl) = 190, p valor < .0001; para N2: $X^2 = 27181.34$, $gl = 190$, p valor < .0001). Para KMO la media es de .91 y .93 para los niveles 1 y 2, respectivamente, y ningún ítem obtiene un

Tabla 2. Descriptivos de los ítems y frecuencia de elección de respuesta en el nivel 1

Dimensiones	Ítems	*M* (*DT*)	As	Cr	Frecuencia				
					1	2	3	4	5
HU	1	3.12 (0.99)	0.31	2.40	2.14	26.94	39.06	20.72	11.15
	2	2.75 (1.17)	0.27	2.25	14.96	30.38	28.57	17.42	8.69
	3	2.69 (1.09)	-0.02	2.33	18.16	20.20	39.62	17.65	4.37
	4	2.37 (1.06)	0.26	2.32	25.78	27.13	33.63	11.15	2.32
	5	1.56 (0.96)	1.68	4.98	68.37	14.82	10.59	4.88	1.35
	6	2.55 (1.02)	0.03	2.44	19.42	23.87	41.80	12.45	2.46
	7	1.94 (1.03)	0.85	2.90	44.82	26.19	21.09	6.18	1.72
AU	8	2.18 (1.01)	0.48	2.64	31.49	29.45	30.93	5.95	2.18
	9	2.02 (0.97)	0.67	2.92	36.55	32.19	25.27	4.37	1.63
	10	2.42 (0.98)	0.27	2.71	19.79	32.23	36.88	8.59	2.51
	11	1.84 (0.89)	0.89	3.34	43.06	34.60	18.16	3.29	0.88
	12	1.66 (0.85)	1.18	3.93	54.53	28.38	14.31	2.14	0.65
	13	1.69 (0.88)	1.01	3.09	55.23	23.97	17.79	2.65	0.37
HF	14	1.88 (0.93)	0.83	3.11	42.96	32.14	20.11	3.81	0.98
	15	2.40 (1.22)	0.35	2.05	32.33	20.02	27.78	15.05	4.83
	16	2.63 (1.05)	0.13	2.58	17.23	24.52	41.06	12.63	4.55
	17	1.97 (0.95)	0.70	2.75	38.69	33.44	20.99	6.09	0.79
	18	2.32 (0.99)	0.28	2.41	24.66	31.31	33.02	9.48	1.53
	19	1.87 (0.94)	0.87	3.13	43.99	31.26	19.32	4.41	1.02
	20	2.56 (0.95)	0.12	2.71	14.63	30.79	40.83	11.38	2.37

Nota. *M* = media; *DT* = desviación típica; As = asimetría; Cr = curtosis. HU (Hábitos de uso); AU (Autorregulación); HF (Hábitos de la familia).

Tabla 3. Descriptivos de los ítems y frecuencia de elección de respuesta en el nivel 2

Dimensiones	Ítems	*M* (*DT*)	As	Cr	Frecuencia				
					1	2	3	4	5
HU	1	2.42 (1.15)	0.62	2.62	23.15	36.63	22.33	11.36	6.54
	2	2.49 (1.25)	0.47	2.22	26.58	27.76	23.76	13.30	8.59
	3	2.63 (1.14)	0.08	2.26	22.05	19.02	38.35	15.28	5.31
	4	2.53 (1.07)	0.18	2.42	21.05	24.97	37.66	12.51	3.82
	5	1.57 (0.97)	1.71	5.13	68.52	14.13	11.36	4.18	1.82
	6	2.63 (1.06)	0.05	2.46	18.38	22.15	41.22	14.15	4.10
	7	2.08 (1.11)	0.69	2.54	41.22	23.23	24.35	8.46	2.74
AU	8	2.36 (1.09)	043	2.56	26.76	27.74	32.58	8.84	4.08
	9	1.61 (0.93)	1.57	5.04	61.70	21.53	12.18	2.89	1.69
	10	2.41 (1.06)	0.33	2.57	23.64	28.17	35.40	9.25	3.54
	11	2.05 (1.00)	0.70	2.91	36.09	32.29	23.81	5.87	1.92
	12	1.82 (0.96)	1.02	3.47	47.83	28.76	17.99	3.99	1.41
	13	1.64 (0.95)	1.53	4.89	60.70	21.35	13.02	2.87	2.05
HF	14	1.85 (0.98)	1.05	3.64	46.45	29.71	18.07	3.82	1.95
	15	2.48 (1.26)	0.32	2.04	31.12	18.38	28.79	14.66	7.05
	16	2.62 (1.08)	0.16	2.51	18.28	24.58	39.25	13.02	4.87
	17	2.23 (1.05)	0.47	2.44	30.30	30.17	27.61	9.79	2.13
	18	2.34 (1.02)	0.31	2.50	25.48	28.81	34.74	8.59	2.38
	19	1.96 (0.98)	0.85	3.21	40.58	31.61	21.48	4.44	1.89
	20	2.56 (0.99)	0.17	2.67	16.15	29.45	39.81	11.48	3.10

Nota. *M* = media; *DT* = desviación típica; As = asimetría; Cr = curtosis. HU (Hábitos de uso); AU (Autorregulación); HF (Hábitos de la familia).

valor inferior a .70. Por ello, se concluye que es posible estimar un modelo factorial con los datos.

Mediante el análisis paralelo por nivel se concluye la extracción de tres factores, dado que el autovalor del cuarto factor es igual o inferior al percentil 95 de la distribución de los autovalores. Para N1 el autovalor empírico para el cuarto factor (1.106) es menor que el percentil 95 de los autovalores (1.142) y para N2 el autovalor empírico para el cuarto factor (1.107) es igual al percentil 95 de los autovalores (1.107).

Posteriormente, se estimó un modelo factorial confirmatorio de tres factores con errores correlacionados y un modelo factorial confirmatorio unifactorial con errores correlacionados. En la Tabla 4, se muestran los estadísticos de bondad de ajuste de ambos modelos. Aunque en ambos se observa un buen ajuste a los datos (TLI ≥ .96, de CFI ≥ .95, de RMSEA ≤ .08 y SRMR ≤ .09), salvo en RMSEA donde el modelo unifactorial obtiene valores muy por encima de .08, el ajuste del modelo de tres factores es superior cuantitativamente respecto al modelo unifactorial.

Tabla 4. Comparativa de ajuste entre modelo unidimensional y modelo tridimensional

		CFI	TLI	RMSEA (IC 90 %)	SRMR
Nivel 1	1F	.959	.953	.095 (.092 - .098)	.079
	3F	.973	.968	.078 (.075 - .081)	.065
Nivel 2	1F	.964	.959	.088 (.086 - .090)	.072
	3F	.980	.977	.067 (.065 - .069)	.054

En las Figuras 3 y 4 se muestran los pesos factoriales del modelo trifactorial para los niveles 1 y 2, respectivamente. Todos los pesos factoriales poseen valores por encima de .30. En las Figuras 3 y 4, se pueden observar las correlaciones entre los factores del modelo para los niveles 1 y 2, hallándose valores entre .70 y .79. Respecto a la correlación entre residuos, en estas mismas figuras se observan correlaciones con valores entre .32 y .67.

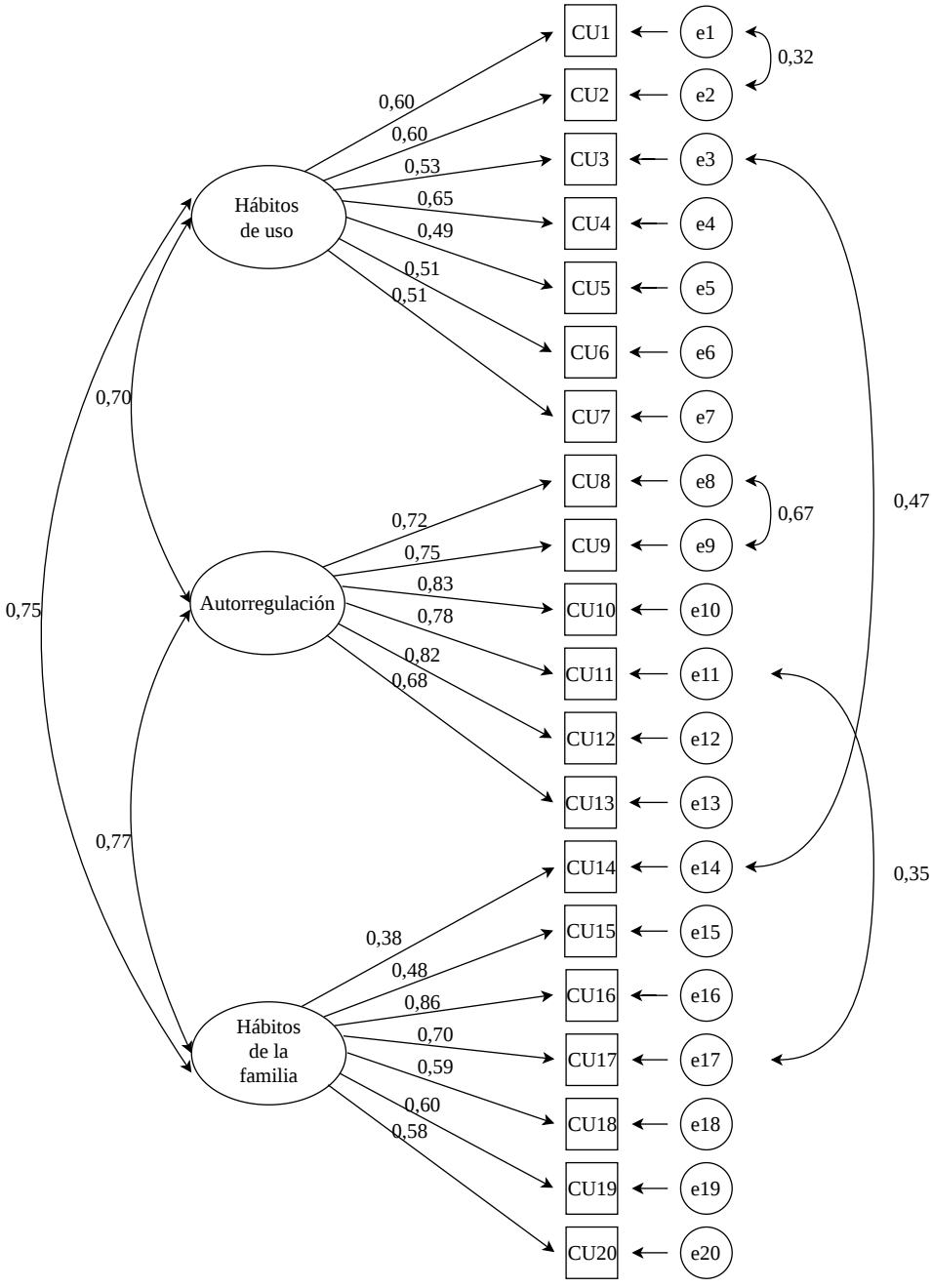
Invarianza de medición

Con base en los resultados reflejados en la Tabla 4, el estudio de la invarianza se realizó con el modelo de tres factores correlacionados con errores correlacionados. En la Tabla 5 se encuentran los análisis de invarianza en función de la variable género y de la variable curso, respectivamente. En ambos niveles se observa que, al imponer cada vez un mayor número de restricciones a través de los modelos de invarianza, los cambios en CFI, RMSEA y SRMR son menores que los puntos de corte de Chen (2007).

Discriminación de los ítems

En la Tabla 6 se presentan los índices de discriminación de los ítems para cada dimensión de los niveles 1 y 2. Se observa que todos los ítems que componen la prueba obtienen valores por encima del punto de corte .30 en ambos niveles.

Figura 3. Modelo factorial confirmatorio estimado para el nivel 1



Fiabilidad de las puntuaciones

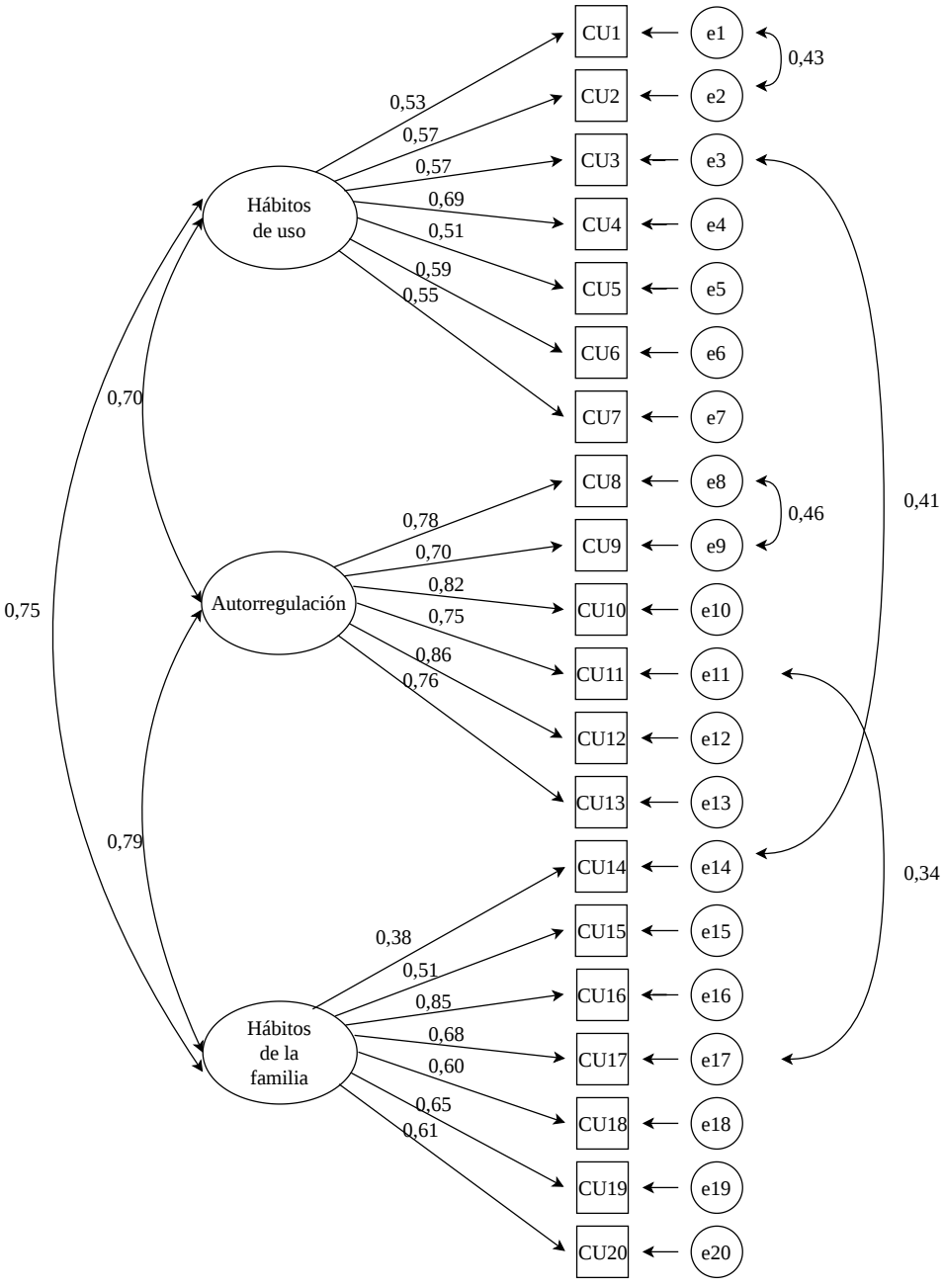
Los coeficientes de fiabilidad global alfa ordinal y omega son .91 y .89, respectivamente, para el nivel 1, y .91 y .90 para el nivel 2.

En la Tabla 7 se observa la estimación de la fiabilidad de las puntuaciones para los factores que componen los niveles 1 y 2. En todos los casos, los valores se encuentran por encima del punto de corte .70. Destaca la fiabilidad de las puntuaciones del factor de autorregulación, con valores de fiabilidad en torno a .90.

Conclusiones

El presente estudio tuvo como propósito desarrollar un cuestionario para la población infantil de 3 a 9 años que permita identificar el uso problemático de las pantallas (Cuestionario de Abuso de Pantallas, CUDAP-N de 3 a 9 años), aportar las propiedades psicométricas del mismo y obtener evidencias de validez de su estructura interna. Con la creación de esta prueba, se ofrece al ámbito científico y educativo una herramienta fiable y válida para detectar el uso problemático de las pantallas a

Figura 4. Modelo factorial confirmatorio estimado para el nivel 2



edades tempranas. Se trata de una herramienta innovadora por la edad a la que va dirigida y demandada por la comunidad científica (Byrne et al., 2021). Además, permite detectar el nivel de riesgo del uso problemático de las pantallas teniendo en cuenta los hábitos de consumo tanto del infante como de la familia, y el nivel de autorregulación del infante (Restrepo-Castro et al., 2024).

Respecto a la capacidad discriminativa de los ítems, los resultados obtenidos permiten concluir que con los ítems de CUDAP-N es posible distinguir con precisión entre los infantes que realizan un uso problemático de pantallas en las áreas que evalúa la prueba y los que no lo hacen. En el estudio de la fiabilidad de las puntuaciones, tanto a nivel global como a nivel de factor, se han obtenido evidencias de un nivel medio-alto, por lo que se concluye que los ítems que componen la prueba son útiles para medir las dimensiones que se pretenden evaluar.

Referente a las evidencias de estructura interna, se han evaluado a través del análisis factorial confirmatorio (AFC). Tras la comparación del ajuste del modelo unifactorial y trifactorial a los datos, se concluye que el modelo trifactorial obtiene un mejor ajuste. Respecto al ajuste del modelo trifactorial a los datos, se ha obtenido evidencia de que la estructura trifactorial con factores correlacionados del CUDAP-N es adecuada. Los pesos

Tabla 5. Bondad de ajuste comparativo en los modelos de invarianza con base en el género y curso

	Modelo	X^2	*gl*	*p* valor	X^2 dif.	*gl* dif.	*p* valor (X^2 dif.)	CFI	RMSEA	SRMR
					Género					
	configural	2417.4	326	< .001				.973	.077	.067
N1	métrica	2500.8	343	< .001	83.17	17	< .001	.972	.076	.068
	escalar	2584.0	400	< .001	83.22	57	.013	.972	.071	.067
	configural	3034.1	326	< .001				.980	.065	.055
N2	métrica	3078.2	343	< .001	44.13	17	< .001	.980	.064	.055
	escalar	3268.2	400	< .001	190.02	57	< .001	.979	.061	.055
					Curso					
	configural	2421.5	326	< .001				.973	.078	.067
N1	métrica	2486.0	343	< .001	63.53	17	< .001	.972	.077	.069
	escalar	2536.1	400	< .001	51.11	57	.694	.972	.071	.068
	configural	3265.6	489	< .001				.981	.066	.057
N2	métrica	3386.8	523	< .001	121.21	34	< .001	.980	.065	.058
	escalar	3511.3	637	< .001	124.55	114	.235	.980	.059	.057

Nota. X^2 dif = diferencia de X^2 entre modelo actual y el anterior (menos restrictivo); gl dif = diferencia de grados de libertad entre modelo actual y el anterior (menos restrictivo); *p* valor (X^2 dif) = *p* valor asociado al estadístico X^2 dif.

Tabla 6. Índice de discriminación de los ítems para los niveles 1 y 2

Dimensiones	Ítems	Discriminación Nivel 1	Discriminación Nivel 2
Hábitos de uso	1	.58	.59
	2	.54	.56
	3	.51	.54
	4	.63	.66
	5	.42	.41
	6	.39	.47
	7	.41	.42
Autorregulación	8	.77	.77
	9	.79	.65
	10	.72	.74
	11	.66	.65
	12	.69	.77
	13	.54	.61
Hábitos de la familia	14	.32	.31
	15	.52	.52
	16	.52	.56
	17	.53	.55
	18	.63	.63
	19	.58	.59
	20	.62	.64

Tabla 7. Coeficientes alfa ordinal y omega por dimensiones

Dimensiones	Nivel 1		Nivel 2	
	alfa ordinal (IC 95 %)	omega (IC 95 %)	alfa ordinal (IC 95 %)	omega (IC 95 %)
Hábitos de uso	.76 (.74 - .77)	.72 (.70 - .74)	.78 (.77 - .79)	.72 (.71 - .74)
Autorregulación	.90 (.89 - .91)	.84 (.82- .85)	.91 (.90 - .91)	.86 (.85 - .87)
Hábitos de la familia	.79 (.78 - .80)	.75 (.72 - .78)	.80 (.79 - .81)	.77 (.76 - .79)
Global	.91 (.90 - .91)	.90 (.89 - .91)	.91 (.91 - .92)	.90 (.89 - .91)

factoriales de este modelo permiten concluir que la relación entre cada factor y los ítems que lo componen es adecuada. La correlación inter-factor obtenida es alta, y destaca la correlación entre la autorregulación del niño en el uso de pantallas y los hábitos de la familia. Ello indica que los hábitos de los cuidadores primarios desempeñan un papel crucial en el desarrollo de conductas relacionadas con el uso adecuado o no de las pantallas en los infantes (Restrepo-Castro et al., 2024). En relación con la invarianza de medición, es posible concluir que el constructo evaluado se mide de forma

equivalente en ambos grupos de género y en los diferentes cursos.

En cuanto a las limitaciones de esta investigación, cabe señalar que el uso problemático de la tecnología, al ser una práctica socialmente aceptada y habitual entre la población general, puede presentar un sesgo de deseabilidad social en sí misma. Además, el hecho de que sea una prueba heteroinformada y que no se hayan controlado las variables relativas a temas de salud mental o capacidad intelectual tanto del evaluado como de la familia, hace que las respuestas puedan verse influidas por los sesgos de los padres/tutores legales o por la falta de información (u observación) de alguna de las conductas que se describen en los ítems. Asimismo, el tipo de muestreo utilizado y la homogeneidad en la distribución de los centros educativos en el país, no facilita que los datos puedan ser generalizables a la población mexicana. En cuanto al análisis de datos, se debe señalar que no se ha podido evaluar la validez concurrente del instrumento, ya que no hay instrumentos parecidos para esta población. Además, en el análisis de la invarianza de medida no se tomó como variable de agrupación la edad (en años), puesto que en algunos grupos de edad las muestras eran insuficientes para estimar los modelos factoriales (véase Figura 2). Como futuras líneas de investigación, se propone realizar este mismo estudio con población española, y así comparar diferentes contextos culturales. Además, es necesario llevar a cabo estudios de tipo longitudinal que incorporen metadatos sobre las familias, con el fin de evaluar y predecir futuros problemas relacionados con el uso de las pantallas (Kar et al., 2025).

A modo de conclusión, es importante destacar el valor de este tipo de instrumentos, validados con población hispanohablante, ya que contribuyen a ampliar la literatura en población infantil. El diseño de este tipo de pruebas contribuirá a la obtención de datos de prevalencia y a la detección precoz de situaciones de uso problemático, lo que redundará en el diseño y desarrollo de programas de prevención eficaces y adaptados a estas edades.

Contribuciones de los autores

Todos los autores contribuyeron a la concepción y diseño del estudio. Asimismo, leyeron y aprobaron el manuscrito final.

Consideraciones éticas

El presente estudio cuenta con la aprobación del Comité de Ética de la Universidad de Córdoba (España). Todos los procedimientos aplicados se ajustaron a los estándares éticos del comité responsable de la experimentación humana (institucional y nacional) y a la Declaración de Helsinki de 1975, revisada en el 2000.

Consentimiento para participar

Se obtuvo el consentimiento informado por escrito de todos los centros educativos participantes para ser incluidos en el estudio.

Declaración de conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflictos de interés con respecto a la investigación, autoría o publicación de este artículo.

Declaración de financiación

Esta investigación no recibió ninguna subvención específica de agencias de financiación de los sectores público, comercial o sin ánimo de lucro.

Referencias

Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). Medición en ciencias sociales y de la salud. Síntesis.

Arai, Y., Sasayama, D., Suzuki, K., Nakamura, T., Kuraishi, Y., & Washizuka, S. (2023). Association between children's difficulties, parent-child sleep, parental control, and children's screen time: A cross-sectional study in Japan. *Pediatric Reports*, *15*(4), 668-678. https://doi.org/10.3390/pediatric15040060

Asociación Española de Pediatría (AEP). (2025). *Nuevas recomendaciones sobre pantallas en infancia y adolescencia*. https://enfamilia.aeped.es/noticias/nuevas-recomendaciones-sobre-pantallas-en-infancia-adolescencia

Byrne, R., Terranova, C. O., & Trost, S. G. (2021). Measurement of screen time among young children aged 0–6 years: A systematic review. *Obesity Reviews*, *22*(8), e13260. https://doi.org/10.1111/obr.13260

Canty, A., Ripley, B., & Brazzale, A. (2025). *boot: Bootstrap functions*. (R package, version 1.3-31). https://cran.r-project.org/web/packages/boot/boot.pdf

Cartanyà-Hueso, À., González-Marrón, A., Lidón-Moyano, C., García-Palomo, E., Martín-Sánchez, J. C., & Martínez-Sánchez, J. M. (2021). Association between leisure screen time and junk food intake in a nationwide representative sample of Spanish children (1–14 years): A cross-sectional. *Healthcare*, *9*(2), 228. https://doi.org/10.3390/healthcare9020228

Chang, H. Y., Park, E. J., Yoo, H. J., Lee, J. W., & Shein, Y. (2018). Electronic media exposure and use among toddlers. *Psychiatry Investigation*, *15*(6), 568-573. https://doi.org/10.30773/pi.2017.11.30.2

Chen, F. F. (2007). Sensivity of goodness of fit to lack of measuremente invariance. *Structural Equation Modeling*, *14*(3), 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Feijoo, B., Fernández-Gómez, E., & Sádaba, C. (2021). El móvil como nuevo cuarto de juegos: comparativa de la percepción del consumo de YouTube y videojuegos entre menores chilenos/as y sus padres/madres. *Revista Prisma Social*, (34), 146-164. https://revistaprismasocial.es/article/view/4327

Gago-Galvagno, L. G., Del Pilar Castillo, M., Fernández, M. A., Tabullo, A. J., Miller, S. E., Elgier, A. M., & Azzollini, S. C. (2024). Dyadic Interactions, Communication and Regulation Skills: Associations with Screen Use in Toddlers from Buenos Aires. *Psychology in Russia: State of the Art, 17*(4), 39-59. https://doi.org/10.11621/pir.2024.0403

George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (4th ed.). Allyn & Bacon.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning.

Kar, S. S., Dube, R., Goud, B. K. M., Gibrata, Q. S., El-Balbissi, A. A., Al Salim, T. A., & Fatayerji, R. N. M. A. K. (2025). Impact of screen time on development of children. *Children*, *12*(10), 1297. https://doi.org/10.3390/children12101297

Kardas, Z., Erdog Sahin, N., & Kondolot, M. (2023). Utilización de los medios de comunicación y actitudes frente a las pantallas en niños de 36-72 meses: estudio descriptivo transversal. *Archivos Argentinos de Pediatría*, *122*(3), e202310122. https://doi.org/10.5546/aap.2023-10122

Kaye, K., Orben, L., Ellis, D., Hunter, C. & Houghton, S. (2020). The Conceptual and Methodological Mayhem of "Screen Time". *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(10), 3661. https://doi.org/10.3390/ijerph17103661

Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.

Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, *6*(2), 151-162. https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031

Miyashita, C., Yamazaki, K., Tamura, N., Ikeda-Araki, A., Suyama, S., Hikage, T., Omiya, M., Mizuta, M., & Kishi, R. (2023). Cross-sectional associations between early mobile device usage and problematic behaviors among school-aged children in the Hokkaido Study on Environment and Children's Health. *Environmental Health and Preventive Medicine*, *28*, 1-11. https://doi.org/10.1265/ehpm.22-00245

Pardo, A., & San-Martín, R. (2010). *Análisis de datos en ciencias sociales y de la salud II.* Síntesis.

Pérez Alajos, M. P. M., Marcos Ramos, M., Cerezo Prieto, M., & Hernández Prieto, M. (2021). Niños, niñas y adolescentes, revolución del consumo audiovisual: el impacto de las plataformas en línea en España. *Anàlisi*, *65*, 155-172. https://doi.org/10.5565/rev/analisi.3292

Pérez-Sáenz, J., Ortuño-Sierra, J., Pérez-Albéniz, A., Mason, O., & Fonseca-Pedrero, E. (2023). Prevalencia del uso problemático de Internet entre los adolescentes españoles. *Clínica y Salud*, *34*(3), 139-144. https://doi.org/10.5093/clysa2023a14

Pino, M. J., Herruzo, J., Raya, A. F., Ruiz-Olivares, R., & Herruzo, C. (2022). Development of IAT-12, a reduced Spanish version of the internet addiction test. *Current Psychology*, *41*, 8471-8480. https://doi.org/10.1007/s12144-020-01167-4

Restrepo-Castro, J. C., Forero, J., Obando, D., & Mejía-Lozano, M. A. (2024). Uso de pantallas, interacciones familiares y problemas exteriorizados en una muestra de niños colombianos. *Journal of Psychopathology and Clinical Psychology*, *29*(3), 201-212. https://doi.org/10.5944/rppc.38923

Revelle, W. (2024). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (version 2.4.12) [R package]. Northwestern University. https://CRAN.R-project.org/package=psych

Revelle, W., & Condon, D. M. (2019). Reliability from alpha to omega: A tutorial. *Psychological Assessment*, *31*(12), 1395-1411. https://doi.org/10.1037/pas0000754

Robles-Estrada, E., del Carpio-Ovando, P. S., & Gago-Galvagno, L. G. (2024). Uso de pantallas y su influencia en la cognición y los hitos del desarrollo motor de infantes mexicanos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, *11*(2), 21-28. https://hdl.handle.net/11000/32071

Rocha, B., & Nunes, C. (2020). Benefits and damages of the use of touch mobile devices for the development and behavior of children under 5 years old: A systematic review. *Psychology: Reflexão e Crítica*, *33*(24). https://doi.org/10.1186/s41155-020-00163-8

Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*(2), 1-36. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

San-Martín-Roldán, D., González-Marrón, A., de-Paz-Cantos, S., Lidón-Moyano, C., Díez-Izquierdo, A., & Martínez-Sánchez, J. M. (2024). Parental norms and perceptions regarding use of mobile devices by children under five years. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, *32*, e4362. https://doi.org/10.1590/1518-8345.7137.4362

Spina, G., Bozzola, E., Ferrara, P., Zamperini, N., Marino, F., Caruso, C., Antilici, L., & Villani, A. (2021). Children and adolescents' perception of media device use consequences. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *18*(6), 3048. https://doi.org/10.3390/ijerph18063048

Tambalis, K. D., Panagiotakos, D. B., Psarra, G., & Sidossis, L. S. (2020). Screen time and its effect on dietary habits and lifestyle among schoolchildren. *Central European Journal of Public Health*, *28*(4), 260-266. https://doi.org/10.21101/cejph.a6097

Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. Springer-Verlag.

Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., & Vaughan, D. (2023). *Dplyr: A grammar of data manipulation* (version 1.1.4) [R package]. https://CRAN.R-project.org/package=dplyr

Wickham, H., Heste, J., & Bryan, J. (2024). *readr: Read rectangular text data* (version 2.1.5) [R package]. https://CRAN.R-project.org/package=readr

Wickham, H., Vaughan, D., & Girlich, M. (2024). *tidyr: Tidy messy data* (version 1.3.1) [R package]. https://CRAN.R-project.org/package=tidyr

Wu, J. B., Yang, Y., Zhou, Q., Li, J., Yang, W. K., Yin, X., Qiu, S-Y., Zhang, J., Meng, M., Guo, Y., Chen, J-H., & Chen, Z. (2025). The relationship between screen time, screen content for children aged 1-3, and the risk of ADHD in preschools. *Plos One*, *20*(4), e0312654. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0312654

Xu, H., Guo, J., Wan, Y., Zhang, S., Yang, R., Xu, D., Ding, P., & Tao, F. (2020). Association between screen time, fast foods, sugar-sweetened beverages and depressive symptoms in Chinese adolescents. *Frontiers in Psychiatry*, *11*, 458. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2020.00458

Zhu, Y., Zhang, Y., Zhuang, M., Ye, M., Wang, Y., Zheng, N., & Zhan, Y. (2024). Association between sleep duration and psychological resilience in a population-based survey: A cross-sectional study. *Journal of Education and Health Promotion*, *13*(43). https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_832_23

Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, *6*(1), 21-29. https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180