

Hinojo-Lucena, F.J., Romero-Rodríguez, J.M., Martínez-Menéndez, A. & Piñero-Larín, J.C. (2025). Percepción de los futuros docentes de Educación Infantil y Primaria hacia el uso educativo de los videojuegos: un modelo de ecuaciones estructurales multigrupo. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 28(2), 19-41.

DOI: <https://doi.org/10.6018/reifop.655411>

Percepción de los futuros docentes de Educación Infantil y Primaria hacia el uso educativo de los videojuegos: un modelo de ecuaciones estructurales multigrupo

Francisco-Javier Hinojo-Lucena, José-María Romero-Rodríguez, Alejandro Martínez-Menéndez, Juan-Carlos Piñero-Lardín

Departamento de Didáctica y Organización Escolar, Universidad de Granada

Resumen

El uso educativo del videojuego se ha posicionado en la actualidad como una tendencia investigativa en boga, si bien no existe una correspondencia práctica con ello en su asentamiento como recurso común en las instituciones educativas. Así, el objetivo del presente trabajo se centra en analizar el perfil de los futuros docentes de Educación Infantil y Primaria en lo que refiere al potencial educativo de los videojuegos. Para ello, se opta por la realización de un estudio de corte cuantitativo correlacional transversal y diseño ex post facto prospectivo de más de un eslabón causal, atendiendo a las barreras y adecuación, viabilidad de implementación y efectividad y motivación derivadas del videojuego en la educación. Se observó que la determinación de las limitaciones de uso del videojuego sobre su adecuación contextual e, indirectamente, en la efectividad de sus beneficios educativos, al tiempo que su viabilidad de introducción en las aulas, determinada principalmente por dichas necesidades contextuales, predijo de forma determinante los beneficios educativos que se asociaron al aprendizaje lúdico con medios digitales. Consecuentemente, se establece la pertinencia de reformas en los planes de formación del profesorado como conductor de cambios actitudinales hacia un asentamiento verdadero del videojuego en la educación.

Palabras clave

Aprendizaje basado en juegos digitales; educación primaria; educación infantil; formación docente.

Contacto:

Alejandro Martínez-Menéndez, alex189clp@correo.ugr.es, C/Profesor Vicente Callao, S/N, 18011, Granada, España.

Este trabajo deriva de la tesis doctoral titulada “Innovación educativa en Educación Primaria a través de *Minecraft Education*: análisis sobre el rendimiento académico y pensamiento computacional”.

Future Elementary and Early Childhood Educators' Perceptions Regarding the Educational Utility of Videogames: A Multigroup Structural Equation Model

Abstract

The educational use of video games has been regarded as a research tendency of current relevance, even though there is not an actual practical correspondence with its settlement within educational institutions. Therefore, the main objective of the present work is to analyze future Early Childhood and Primary Education professionals' profiles regarding the potential educative utility of videogames as a didactic resource. In order to achieve this, a quantitative cross-sectional study under a prospective ex post facto with more than one causal step design was developed, taking into consideration the perceived barriers, adequacy and viability of implementing games under educational purposes, as well as the motivation and pedagogical effectiveness associated with them. It was observed that applicability limitations predicted contextual adequacy and, indirectly, the educational effectiveness of this resource. Additionally, perceived viability, conditioned under these contextual adequacy needs, significantly predicted the educational benefits linked to playful learning under digital entertainment media. Consequently, the critical immediacy for reforms regarding Spanish teacher training curricula was established, as it plays a crucial role in the process of progressively shaping educator's beliefs and attitudes towards the implementation and consolidation of these tools in actual classrooms.

Keywords

Digital game-based learning; elementary education; early childhood education; teacher education.

Introducción

La revolución tecnológico-digital que ha venido caracterizando el avance social de los últimos años no se ha limitado exclusivamente al cambio en las formas de interacción y relación humanas, sino que ha supuesto una verdadera reconfiguración de los modos de información y formación sin precedentes históricos (Prensky, 2001). Entre estos recursos destaca el caso del videojuego con utilidad didáctica (Becker, 2007; Camuñas-García et al., 2023), pues a pesar de haberse desarrollado amplia investigación sobre el mismo y su potencial utilidad, resulta aún una práctica no asentada ni habitual su introducción en aulas formales (Rüth et al., 2022).

Se establece así la profundización en la posición de los educadores más cercanos a estas nuevas herramientas, los vinculados a las etapas integradas por “población que realmente juega a los videojuegos a razón diaria” (Guan et al., 2024, p. 2), como una temática de relevancia que sirva tanto a modo de diagnóstico de necesidades actitudinales y/o formativas actuales, como referencia para la incidencia informada en aspectos en la formación docente.

Marco teórico-conceptual

Puede describirse la figura del futuro profesor como aquel estudiante matriculado en un programa universitario de formación del profesorado conducente a la obtención de un certificado habilitante (Marín Díaz et al., 2024). Siguiendo a Alonso-García et al. (2023) y

Trujillo-Torres et al. (2023), la incidencia sobre el perfil actitudinal de esta población resulta fundamental en lo referente a la actualización y mejora de las prácticas educativas.

La implementación de los videojuegos en la educación, como productos lúdicos basados en reglas de lógica interna (Cole et al., 2024; Esposito, 2005), tiende a encuadrarse como subgénero del llamado Aprendizaje Basado en Juegos, el *Aprendizaje Basado en Juegos Digitales* (DGBL, por sus siglas en inglés). Esta subclase podría describirse como la utilización de los videojuegos con propósito formativo, combinando aprendizaje significativo y entretenimiento activo sin supeditación de uno al otro (Gravelsina & Daniela, 2024).

Con ello, el objetivo principal del presente trabajo de investigación se centra en analizar el perfil de los futuros docentes de Educación Infantil y Primaria en lo que refiere al potencial educativo de los videojuegos. Con el propósito de guiar este trabajo se establecieron diversas preguntas de investigación, incluyendo:

PI1: ¿Qué factores determinan la viabilidad de aplicación percibida de los videojuegos en las aulas de Educación Infantil y Primaria?

PI2: ¿En qué medida la viabilidad de aplicación percibida de los videojuegos por futuros docentes de Educación Infantil y Primaria condiciona la efectividad y motivación asociados al uso educativo de los videojuegos?

PI3: ¿Existen diferencias significativas en el perfil de aplicabilidad potencial del videojuego entre los futuros docentes de Educación Infantil y Primaria?

Modelo de investigación e hipótesis planteadas

Tal y como se indicaba previamente, las evidencias existentes acerca del potencial didáctico-metodológico de los videojuegos han sido ampliamente explorados, permitiendo ello establecer una base teórica que profile y otorgue sentido a las percepciones que puedan tener sobre ellos futuros y actuales docentes.

Viabilidad y adecuación percibidas por el profesorado de DGBL

Una de las principales posiciones críticas al respecto de ello es la marcada por el trabajo de Alonso-García, Rodríguez-Fuentes et al. (2024), señalando el potencial distractivo del recurso al focalizarse exclusivamente en el aspecto lúdico de los recursos utilizados, ampliamente asociada al beneficio de la socialización impulsada por estos recursos bajo un uso no abusivo (Ayllón-Salas et al., 2024).

Más allá de dificultades de implementación, Camuñas-García et al. (2025) advierten de que el profesorado no acepta aún que los videojuegos sean capaces de crear experiencias de aprendizaje interdisciplinares y no estimulantes en demasía, en gran medida dada la complejidad de recopilación de contenidos que requieren. En cualquier caso, Knorr y Zinn (2022) señalan que la ambición de estas propuestas tiende a requerir de un apoyo explícito y manifiesto de la comunidad educativa de los centros y los responsables del alumnado

Acorde a Zhang y Chen (2021), una de las mayores dificultades de aplicación educativa del videojuego se ubica en la falta de formación del propio cuerpo docente, si bien investigaciones paralelas, como la conducida por Shonfeld y Greenstein (2021), observó que la satisfacción mantenida en lo que refiere a la gestión del grupo clase y la dificultad de dominio del propio videojuego resultan aspectos similarmente determinantes en la viabilidad de uso educativo del videojuego.

Es posible así plantear las hipótesis: (H_1) la adecuación contextual percibida de los videojuegos tendrá una relación estadísticamente significativa con la viabilidad de aplicación percibida ($ADE \rightarrow VIA$); (H_2) las barreras de aplicación percibidas tendrán una relación

estadísticamente significativa con la viabilidad de aplicación percibida ($BAR \rightarrow VIA$) y (H_3) las barreras de aplicación percibidas tendrán una relación estadísticamente significativa con la adecuación contextual percibida de los videojuegos ($BAR \rightarrow ADE$).

Efectividad didáctica y efectos motivacionales derivados del DGBL

Una de las principales líneas alrededor del carácter formativo positivo del videojuego se ha asentado sobre la mejora del aprendizaje y la significación del mismo (Alonso-García, Rodríguez-Fuentes et al., 2024; Pedrosa, 2024). Similarmente, las actividades de carácter lúdico favorecen la configuración de espacios de aprendizaje significativos en base a la inmersión del estudiantado y la aplicación de saberes previos (Ardito & Czerkowski, 2021).

Pese a ello, la investigación actual apunta a la necesidad inicial de que los propios educadores experimenten la utilidad real que pueden mostrar los videojuegos de forma previa a su aplicación (Gravelsina & Daniela, 2024). Similarmente, el estudio pionero de Tsai et al. (2022), a partir de experiencias de diseño de videojuegos educativos con 36 futuros docentes, reveló que la percepción hacia su efectividad aumentaba conforme alumnos de Educación Primaria, etapa objetivo de los mismos, los valoraban positivamente.

Con ello, es posible plantear tres nuevas hipótesis, incluyendo: (H_4) la viabilidad de aplicación percibida tendrá una relación significativa con la efectividad didáctica percibida ($VIA \rightarrow EFE$); (H_5) la viabilidad de aplicación percibida tendrá una relación significativa con la capacidad motivacional percibida ($VIA \rightarrow MOT$), (H_6) la capacidad motivacional percibida tendrá una relación significativa con la efectividad didáctica percibida ($MOT \rightarrow EFE$) y (H_7) la adecuación percibida tendrá una relación significativa con la efectividad asociada al videojuego ($ADE \rightarrow EFE$) y (H_8) las barreras de aplicación percibidas ejercerán un efecto indirecto sobre la efectividad de los videojuegos a través de la adecuación contextual de los videojuegos a las aulas ($BAR \rightarrow ADE \rightarrow EFE$).

Rol mediador del docente como diseñador curricular lúdico

Variedad de características personales y/o sociodemográficas inherentes a los educadores resultarán de influencia en la posición mantenida con respecto a la utilidad y/o posibilidad de utilización del videojuego en las aulas. Así, Alonso-García, Victoria-Maldonado et al. (2024) establecen que los estudiantes de los Grados habilitantes en Educación Infantil, acerca de la declaración de sus competencias digitales, muestran un perfil centralizado, al tiempo que los discentes de Educación Primaria tendían a declarar valores significativamente polarizados, al tender en mayor medida a la atracción hacia el uso lúdico del videojuego (Liu et al., 2022).

En lo referente a la edad y/o la etapa de desarrollo profesional del profesorado Hossein-Mohand et al. (2021) y Hsu et al. (2020) afirman que los docentes en servicio de edad avanzada se muestran más proteccionistas en lo referente a las metodologías activas. Pese a ello, autores como Gutierrez et al. (2023) y Hayak y Avidov-Ungar (2020) apuestan por una interpretación alternativa, basándose esta en que el mayor desarrollo profesional y académico del educador experimentado puede corresponder a la formación de un criterio fundamentado acerca de posibles riesgos de la tecnología en la realidad educativa.

A partir de esta evidencia, se posibilita la inclusión de una última hipótesis de investigación: (H_9) la edad de los futuros docentes ejerce una moderación significativa en la relación entre las barreras y la viabilidad percibidas ($Edad \rightarrow [BAR \rightarrow VIA]$).

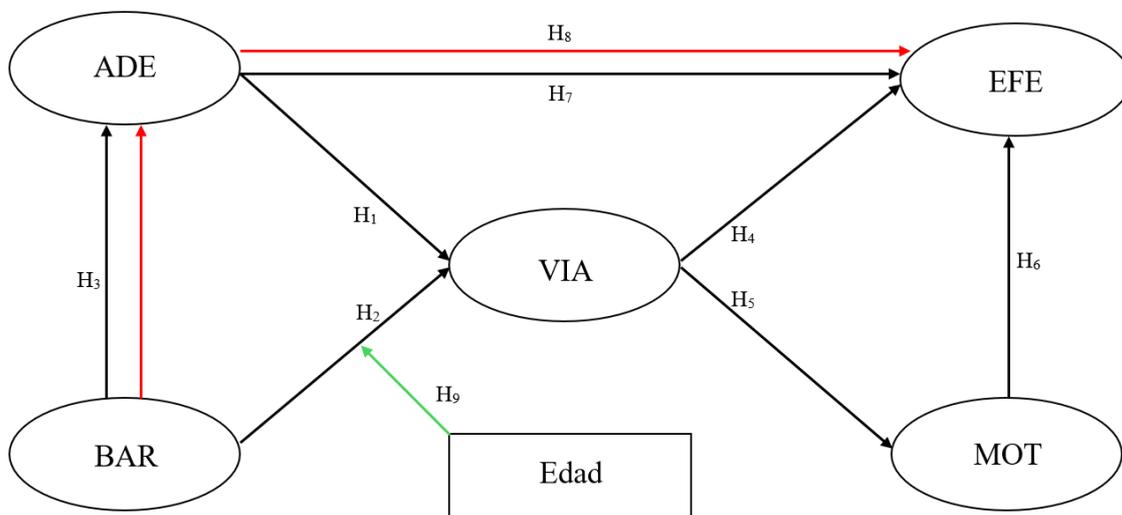
Investigaciones previas y justificación del presente trabajo

Siguiendo a Avidov-Ungar y Hayak (2022), existe entre los docentes una creencia positiva generalizada hacia la adecuación y beneficio formativo de los videojuegos, si bien no se habían acometido reformas significativas a nivel práctico hasta la transición hacia un modelo

de enseñanza digital forzado por la pandemia reciente. En esta línea, estudios como el desarrollado por Liu et al. (2022), a pesar de demostrar que la eficacia percibida de los videojuegos actúa como determinante de la percepción formativa de los mismos, no ofreció una indagación en base a diferencias entre etapas educativas.

Figura 1.

Modelo SEM de mediación-moderación hipotético. Los efectos indirectos se marcaron en rojo y los de moderación en verde.



Ello resulta de especial interés al existir precedente de desacuerdo internacional sobre la viabilidad de uso de este recurso entre etapas educativas Cózar-Gutiérrez et al. (2024). Estos resultados, sin embargo, han resultado ampliamente replicados en la Educación Secundaria (Koparan, 2022), siendo una etapa con un perfil docente característico y no aplicable al resto de niveles de la Educación Básica dado el carácter de especialización inicial de su profesorado.

Una posible explicación de ello puede derivar del estudio mediacional de Yeo et al. (2022), en el cual 304 profesionales de Educación Primaria mostraron que la facilidad percibida de uso actuaba como determinante en la mayor o menor voluntad de uso real del videojuego, siendo la dificultad de dominio de controles del videojuego y el control de aula actores cruciales para dicho posicionamiento (Becker, 2007), y escasamente facilitados en Educación Infantil.

Se justifica así la relevancia de este trabajo de investigación como profundización en las características de los futuros educadores hacia el uso del videojuego no ya únicamente para la información de futuras vías formativas (Rüth et al., 2022), sino para esclarecer las diferencias existentes con relación a la población de destino de tales herramientas, escasamente contempladas en la literatura existente.

Metodología

Se desarrolló un estudio cuantitativo de corte transversal y diseño *ex post facto* prospectivo de más de un eslabón causal (Montero & León, 2005) con Modelado por Ecuaciones Estructurales Multigrupo (M-SEM), a partir de la aplicación de una encuesta autoadministrada entre los estudiantes de los Grados de Educación Infantil y Educación Primaria de la Universidad de Granada.

Se requirió una muestra de, al menos, 384 estudiantes para garantizar representatividad de la población con un nivel de confianza del 95%. Para ello, se utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia (Cochran & Díaz, 1980), invitando a estudiantado potencial a la participación en la investigación asegurando el alcance de la cuota muestral esperada. La muestra se compuso así por el estudiantado que cumplimentó voluntariamente un cuestionario administrado a través de Google Forms.

Participantes y procedimiento

El estudiantado participante respondió a cuestiones demográficas varias de interés investigativo (edad, grado universitario de matriculación y experiencia habitual autorreportada con videojuegos), así como a una escala validada acerca de la utilización didáctica del videojuego. Previamente, en línea con la legislación vigente (Ley Orgánica 3/2018 de 5 de diciembre de Protección de Datos Personales y Garantías de Derechos Digitales), se informó acerca de las bases del estudio, el tratamiento anónimo de datos y ofreció un formulario de consentimiento informado. La recolección de datos se desarrolló durante los meses de noviembre y diciembre de 2023.

La muestra final se definió por 162 estudiantes de Educación Primaria, 47 hombres y 115 mujeres, y 281 de Educación Infantil, con 29 hombres y 252 mujeres ($n = 443$, $e = \pm 0.043$ [95% IC]), comprendiéndose la edad de la muestra entre los 18 y 47 años ($M = 20.64$; $DT = 3.716$). La aparente desigualdad representativa a razón de sexo halla su razón en la amplia prevalencia de futuras docentes mujeres en los Grados estudiados, especialmente en la Educación Infantil, asegurando con ello la representatividad sociodemográfica.

Asimismo, ambos grupos muestrales alcanzan el requisito mínimo de cinco observaciones por variable tratada en el instrumento de recogida de datos (configurado por 21 ítems) establecido por Bentler y Chou (1987) en el diseño de modelos SEM, así como el tamaño muestral mínimo requerido para la detección de tamaños de efecto moderados en pruebas de bondad de ajuste referidas al establecimiento de modelos predictivos por medio de regresión lineal múltiple con un máximo de cuatro predictores (número de factores del instrumento menos uno), siendo este de 129 (Faul et al., 2009).

Instrumento de recogida de datos y análisis de estos

Se tomó como referencia para la presente investigación la escala EG-P1 elaborada inicialmente por Aznar-Díaz et al. (2017). Pese a haber sido validada a nivel de contenido por panel de expertos y su fiabilidad comprobada satisfactoriamente, siguiendo las recomendaciones establecidas por Suárez Rodríguez y Jornet Meliá (1994), resulta vital que un instrumento sea estudiado en niveles adicionales de validez, incluyendo de constructo y criterio, a fin de garantizar su medición óptima.

El proceso de validación del instrumento en ambos niveles, incluyendo una conceptualización teórica de las dimensiones tratadas, puede ser revisado en el Anexo de este artículo. La escala final se compuso de 21 ítems, presentados bajo una estructura Likert-4 oscilando entre 1 = *Muy en desacuerdo* y 4 = *Muy de acuerdo*.

A fin de configurar y evaluar el SEM previamente hipotetizado, diseñado siguiendo las directrices de Hair et al. (2019), se utilizaron tanto el paquete estadístico *lavaan* (Rossee, 2012) como el software IBM SPSS (IBM Corp., Armonk, NY, USA, versión 28.0), junto a la macro de normalidad multivariada diseñada por DeCarlo (1997).

Resultados

Determinación de la normalidad de las distribuciones muestrales

En primer lugar, se procedió a comprobar la normalidad univariada de la distribución de los datos con el fin de determinar la forma de proceder en su posterior análisis. A pesar de la significación de las pruebas de normalidad para todos los ítems, se obtuvieron valores adecuados de asimetría y curtosis (Kline, 2005), confirmando normalidad univariada.

Se obtuvieron valores de asimetría (38,596) y curtosis (513,552) multivariados de Mardia significativamente superiores a los esperados, esto es, 0 y $p(p+2) = 483$, siendo p el número de variables tratadas, respectivamente (Mardia, 1970, 1974). Así, se violó la asunción de normalidad multivariada, debiendo emplear una estimación robusta para el planteamiento y evaluación del modelo M-SEM, optando por la estimación de Máxima Verosimilitud Robusta Marginal atendiendo a la naturaleza ordinal de los datos (Hong & Cheng, 2019).

Con el propósito de asegurar la inexistencia de multicolinealidad en el análisis, siendo ello un factor crítico en la confección de modelos SEM, se realizó un análisis del Factor de Inflación de la Varianza (VIF, por sus siglas en inglés) y del estadístico de tolerancia de cada variable con relación a la sumatoria de las puntuaciones de su factor específico. Considerando valores de VIF no superiores a 5 y de tolerancia no inferiores a 0,2 como medidas de inexistencia de multicolinealidad (Kim, 2019), se prosiguió con el análisis. La Tabla 1 ofrece una profundización en los estadísticos derivados de estos procedimientos.

Evaluación del modelo estructural

En lo respectivo a los índices de bondad de ajuste absoluto, se obtuvo un estadístico chi cuadrado significativo ($\chi^2 = 478,644$; $p = 0.000$), resultando esperable teniendo en consideración la sensibilidad del mismo a tamaños muestrales amplios (Bentler & Bonett, 1980). Se obtuvo $GFI = 0,904$, superior al 0,9 recomendado (Kocakaya & Kocakaya, 2014), $AGFI = 0,876$, adecuado para modelos SEM complejos (Brett & Drasgow, 2002), $RMR = 0,031$ y $SRMR = 0,073$, aceptables al ser inferiores a 0,08 (Kocakaya & Kocakaya, 2014), así como $RMSEA = 0,058$ [0,051, 0,064] ($p_{close} = 0,08$), pudiendo afirmar un ajuste cercano excelente del modelo (Hu & Bentler, 1999).

Las medidas de bondad de ajuste relativo se concretaron en TLI ($NNFI$)= 0,900, $CFI = 0,915$, ambos en el recomendado 0,9 (Tabachnik & Fidell, 2007), y $NFI = 0,859$, inferior al recomendable 0,9 aunque en intervalo aceptable por proximidad a este (Marsh & Hocevar, 1985). Finalmente, la razón χ^2 /grados de libertad del modelo se estableció en 2,43 ($gl = 197$), mostrando una parsimonia en el nivel de excelente (Brett & Drasgow, 2002).

Tabla 1.

Estadísticos de normalidad y multicolinealidad de la escala EG-P1

Variable	M	DT	VIF	Tolerancia	K-S-L	S-W	Asimetría	Curtosis
E1	3,35	0,628	1,963	0,509	0,282***	0,760***	-0,475	-0,369
E2	3,45	0,601	1,822	0,549	0,325***	0,729***	-0,581	-0,586
E3	3,63	0,483	1,555	0,643	0,408***	0,612***	-0,539	-1,717
E4	3,44	0,618	2,204	0,454	0,324***	0,735***	-0,627	-0,55
E5	3,39	0,671	2,161	0,463	0,302***	0,753***	-0,871	0,545
E6	3,37	0,665	2,275	0,440	0,298***	0,763***	-0,676	-0,195
E7	3,35	0,686	2,015	0,496	0,290***	0,771***	-0,696	-0,142

A1	3,44	0,569	1,625	0,615	0,316***	0,718***	-0,393	-0,791
A2	3,48	0,544	1,631	0,613	0,334***	0,695***	-0,348	-1,037
A3	3,6	0,49	1,262	0,793	0,393***	0,622***	-0,412	-1,839
V1	2,92	0,72	1,510	0,662	0,242***	0,807***	0,122	-1,062
V2	2,67	0,684	1,610	0,621	0,291***	0,769***	0,537	-0,783
V3	2,97	0,582	1,473	0,679	0,336***	0,752***	0,002	-0,033
V4	3,01	0,652	1,364	0,733	0,289***	0,792***	-0,009	-0,637
M1	3,51	0,552	1,536	0,651	0,345***	0,692***	-0,59	-0,24
M2	3,53	0,547	1,981	0,505	0,361***	0,687***	-0,588	-0,783
M3	3,4	0,666	1,501	0,666	0,315***	0,751***	-0,65	-0,635
B1	2,99	0,806	1,506	0,664	0,253***	0,844***	-0,423	-0,374
B2	2,92	0,789	1,621	0,617	0,286***	0,840***	-0,473	-0,062
B3	2,31	0,851	1,642	0,609	0,232***	0,863***	-0,036	-0,78
B4	2,72	0,789	1,632	0,613	0,258***	0,857***	-0,132	-0,438
Multivariada	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	38,596***	513,552***

Nota. Las puntuaciones de los ítems formulados en negativo fueron recodificadas de forma inversa, K-S = Prueba de Kolmogórov-Smirnov con corrección de significación de Lilliefors, S-H = Prueba de Shapiro-Wilk, ***Significativo a $p < 0,001$.

Los resultados del modelo SEM (ver Tabla 2) señalaron que la viabilidad de implementación de los videojuegos en las aulas ($R^2 = 0,135$) fue predicha por la adecuación contextual percibida de los mismos ($\beta = 0,430$, $B = 0,372$, $p = 0,000$), al tiempo que la propia adecuación ($R^2 = 0,026$) lo era en función de las barreras derivadas de la utilización didáctica del videojuego ($\beta = -0,120$, $B = -0,160$, $p = 0,004$).

Resultaron de especial interés las predicciones ejercidas sobre la efectividad percibida de los videojuegos en las aulas ($R^2 = 0,483$), incluyendo la viabilidad asociada a su uso ($\beta = 0,234$, $B = 0,262$, $p = 0,000$), la motivación que deriva de los mismos ($\beta = 0,286$, $B = 0,222$, $p = 0,000$) y la adecuación contextual de los recursos ($\beta = 0,492$, $B = 0,477$, $p = 0,000$). Finalmente, fue posible establecer una relación significativa de predicción de la motivación asociada a la ludificación por videojuegos ($R^2 = 0,061$) y la viabilidad asociada al uso de estos ($\beta = 0,171$, $B = 0,247$, $p = 0,000$).

Tabla 2.

Resultados del modelo SEM inicial

Hipótesis	Relación	β	B	SE	p	Resultado
H ₁	VIA ← ADE	0,430	0,372	0,080	0,000	Confirmada
H ₂	VIA ← BAR	0,060	0,069	0,054	0,265	Rechazada
H ₃	ADE ← BAR	-0,120	-0,160	0,042	0,004	Confirmada
H ₄	EFE ← VIA	0,234	0,262	0,059	0,000	Confirmada
H ₅	MOT ← VIA	0,171	0,247	0,042	0,000	Confirmada
H ₆	EFE ← MOT	0,286	0,222	0,074	0,000	Confirmada
H ₇	EFE ← ADE	0,492	0,477	0,075	0,000	Confirmada

Nota. β = coeficiente de regresión, B = coeficiente de regresión estandarizado, SE = error estándar.

Análisis de mediación y moderación del modelo SEM

Se procedió a la aplicación de la estimación de Máxima Verosimilitud bajo un remuestreo por *bootstrapping* de 10.000 muestras, ofreciendo intervalos al nivel de confianza del 95% con corrección de sesgo (Preacher & Hayes, 2004). En el supuesto de que estos intervalos de confianza incluyan cero, se desestimará la existencia de un efecto bien de moderación y/o de mediación (Yin et al., 2022). Cabe destacar que para la computación del efecto moderador de la edad sobre BAR -> VIA se estandarizaron las puntuaciones de ambas dimensiones a fin de evitar influencias vinculadas a la diferencia de su medición (Lowry & Gaskin, 2014).

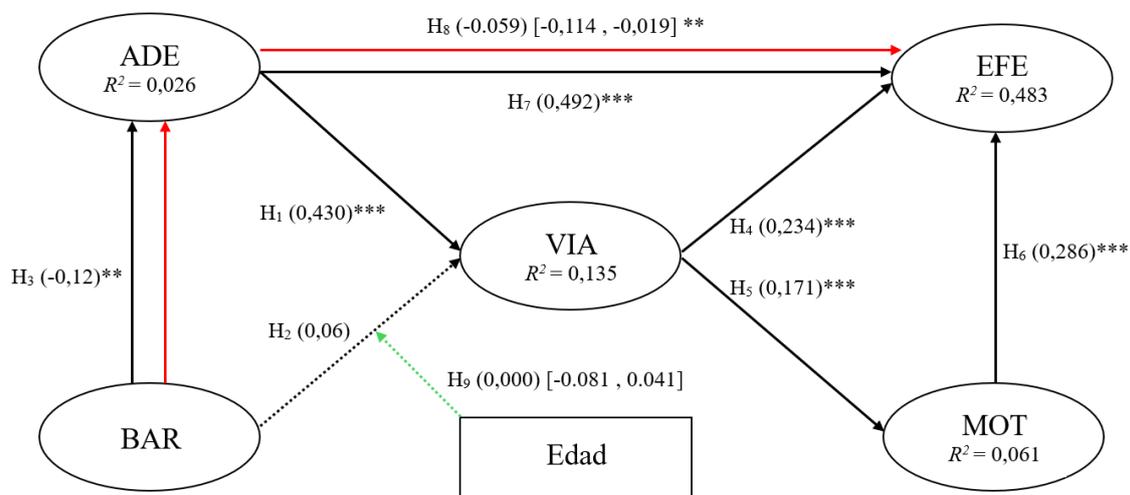
Asimismo, el efecto indirecto de las Barreras percibidas sobre la Efectividad del videojuego se concretó en $\beta = -0.059$ [-0,114 , -0,019] ($p = 0,013$), siendo posible la confirmación de H₈. Contrariamente, el efecto de moderación de la edad sobre la relación entre las Barreras y Viabilidad percibidas del uso didáctico de los videojuegos obtuvo unos valores de $\beta = 0.000$ [-0.081 , 0.041] ($p = 0,996$), pudiendo rechazarse H₉. El modelo resultante de estos análisis puede ser visualizado en la Figura 2.

Invarianzas factorial y estructural

Se estableció un modelo configurativo, imponiendo idéntica estructura factorial en ambos grupos, a fin de obtener un modelo que actúe como comparador de restricciones posteriores (Dimitrov, 2010; Sass & Schmitt. 2013). Este modelo presentó una bondad de ajuste diferenciada con respecto al general, puesto que mejoró notoriamente su ajuste absoluto (GFI = 0,991; AGFI = 0,988, RMR = 0,035; SRMR = 0,080; RMSEA = 0,065 [0,058 , 0,072] ($p_{close} = 0,08$)), si bien su ajuste relativo empeoró, descendiendo a niveles aceptables, cercanos a los mínimos establecidos de 0,9 (Pina Portela, 2012), (TLI (NNFI) = 0,876; NFI = 0,807; CFI = 0,894), manteniendo razón parsimoniosa aceptable ($\chi^2/grados$ de libertad = 1,92; $gI = 394$).

Figura 2.

Resultados del modelo SEM de mediación-moderación. Los efectos indirectos se marcaron en rojo y los de moderación en verde,



significativo al nivel de $p < 0,005$, significativo al nivel de $*p < 0,001$, las líneas discontinuas reflejan relaciones no estadísticamente significativas.

Cumpliendo ambos grupos del mínimo requisito muestral de $n = 100$ para la generación de modelos M- SEM (Kline, 2005) y la sensibilidad de los índices de ajuste relativo a tamaños

muestrales inferiores a 200 (Muijs, 2022), se optó por asumir el ajuste adecuado del modelo configurativo y, por extensión, la condición de invarianza factorial configurativa. En la comparativa de ajuste del modelo configurativo con un modelo con restricciones de igualdad en las cargas factoriales de las variables tratadas, el modelo métrico, se obtuvo $\Delta\chi^2 = 11,466$ ($p = 0,7798$), $\Delta g^2 = 16$, $\Delta RMSEA = -0,002$, $\Delta CFI = 0,001$, $\Delta TLI = 0,006$, con lo cual puede afirmarse una desviación, mejora, no significativa de la bondad de ajuste con respecto al modelo configurativo y, por ende, invarianza factorial métrica (Chen, 2007).

Para la comprobación de existencia de la invarianza factorial escalar, esto es, la invarianza de cargas factoriales y la pendiente de las relaciones de regresión entre factores, se comparó el modelo métrico con un modelo con imposiciones de igualdad adicionales sobre estos elementos, obteniendo $\Delta\chi^2 = 36,820$ ($p = 0,002$), $\Delta g^2 = 16$, $\Delta RMSEA = 0,001$, $\Delta CFI = -0,006$, $\Delta TLI = -0,002$. A pesar de obtener un aumento significativo del estadístico χ^2 , la variación entre modelos del resto de índices de bondad de ajuste se mantuvo en los intervalos adecuados indicados por (Cheung & Rensvold, 2002), asumiendo invarianza factorial escalar.

Finalmente, se procedió a la comparación del modelo escalar con un modelo con restricciones de igualdad sobre los residuales del modelo. Habiendo obtenido $\Delta\chi^2 = 35,831$ ($p = 0,023$), $\Delta g^2 = 21$, $\Delta RMSEA = 0,000$, $\Delta CFI = -0,005$, $\Delta TLI = 0,001$, se traspasaron los límites recomendados por Chen (2007) para muestras $n < 300$, rechazando la existencia de invarianza factorial residual y, por extensión, de invarianza estructural.

Comparación multigrupo

Se estimó el previamente mencionado modelo métrico, el cual mostró un ajuste generalmente adecuado a los datos en proximidad a los valores recomendados, aunque nuevamente con bondad de ajuste absoluto y relativo pronunciada y reducida respectivamente ($\chi^2 = 767,766$ ($p = 0,000$) $GFI = 0,991$; $AGFI = 0,988$, $RMR = 0,036$; $SRMR = 0,080$, $RMSEA = 0,063$ [0,056, 0,070] ($p_{close} = 0,08$), TLI ($NNFI$) = 0,882; $NFI = 0,803$; $CFI = 0,896$), $\chi^2/g^2 = 1,873$; $g^2 = 410$). Se comparó este modelo con uno altamente restrictivo que limitó los valores de todos los coeficientes de regresión/caminos, además de imponer la misma restricción sobre las cargas factoriales, obteniendo $\Delta\chi^2 = 2,432$ ($p = 0,876$), $\Delta g^2 = 6$, reflejando ello la inexistencia de diferencias significativas a nivel de coeficiente de regresión entre los grupos (ver Tabla 3).

Tabla 3.

Resultados comparativos del modelo M-SEM

Relación	Educación Primaria			Educación Infantil			p
	β	B	SE	β	B	SE	
VIA←ADE	0.410	0.310	0.163	0.434	0.407	0.086	0.891
VIA←BAR	0.007	0.008	0.096	0.079	0.099	0.064	0,523
ADE←BAR	-0.017	-0.023	0.073	-0.164	-0.219	0.051	0,064
EFE←VIA	0.243	0.291	0.089	0.232	0.248	0.071	0,915
MOT←VIA	0.134	0.206	0.072	0.180	0.264	0.049	0,584
EFE←MOT	0.199	0.155	0.129	0.374	0.273	0.097	0,252
EFE←ADE	0.589	0.533	0.148	0.453	0.454	0.079	0,384
BAR→ADE→EFE	-0,010	-0,012	0,049	-0,074	-0,099	0,029	0,153
	[0,117,			[-0,143,			
	0,078]			-0,029]			

Edad→[BAR→VIA]	-0,005	-0,012	0,041	0,015	0,022	0,076	0,759
	[-0,106,			[-0,183,			
	0,040]			0,109]			

Nota. β = coeficiente de regresión, B = coeficiente de regresión estandarizado, SE = error estándar, p = significación de la comparación entre grupos, los intervalos al nivel de confianza de 95% se calcularon por remuestreo por *bootstrap* con corrección de sesgo de 10.000 muestras.

Discusión y conclusiones

A raíz de los análisis conducidos, se determinó un perfil aproximado del futuro educador de Infantil y Primaria como cercano al valor de empleo del videojuego en las aulas, aunque buen sabedor de sus limitaciones formativas y amplias dificultades contextuales potenciales que pueden derivar de su utilización. Igualmente, estos profesionales en formación asocian una marcada conexión entre la viabilidad de uso del videojuego y la efectividad formativa y capacidad motivacional que a estos se vinculan, asociando además a la motivación un rol mediador en el desarrollo de tal efecto didáctico.

La ausencia de influencia significativa de las barreras de aplicación percibidas sobre la viabilidad pedagógica del videojuego podría deberse a su familiarización y cercanía a estas herramientas desde su condición de nativo digital (Prensky, 2001). Ahora bien, su escasa puntuación en dimensiones ligadas a la viabilidad y barreras de implementación, junto a la influencia determinante de esta última sobre la adecuación del recurso, apuntan a una sensación percibida de carencias formativas sobre ludificación educativa (Ausiku & Matthee, 2021; Camuñas-García et al., 2025).

Con ello, se extienden al contexto español las tesis ligadas a la necesidad de mejora formativa enunciadas por Zhang y Chen (2021), al tiempo que no se muestra gran afectación de una hipotética preocupación por el dominio del propio videojuego como herramienta, un factor clave en el trabajo elaborado por Shonfeld y Greenstein (2021). A consecuencia de ello, se apunta a un posible tratamiento de la didáctica por medio del videojuego en los planes de formación del profesorado no ya en relación a los posibles beneficios o utilidades de tales recursos, sino en la determinación de pautas y estrategias firmes, consolidadas y apoyadas por la literatura existente por medio de la cual se asiente el conocimiento pedagógico del futuro profesional ya experimentado y comprometido de base con la potencial valía educativa de estos productos lúdicos (Tsai et al., 2022) tan cercanos a las formas interactivas y formativas informales del alumnado de la etapa (Ardito & Czerkawski, 2021).

En lo que refiere al papel central de estas barreras percibidas, su efecto indirecto sobre la efectividad pedagógica del videojuego puede hallar una justificación en su carácter distractivo bajo uso inadecuado (Alonso-García, Rodríguez Fuentes et al., 2024). Por su parte, resulta destacable el carácter no significativamente moderador de la edad en la relación barreras y viabilidad percibidas, pues al tiempo de mostrarse en contra de los hallazgos previos de Hsu et al. (2020) y Hossein-Mohand et al. (2021), podría apuntar a un origen de dichas carencias detectadas en el uso educativo del videojuego en el conocimiento de campo en contextos educativos reales en los cuales, bien por falta de medios o confianza en la herramienta (Gutierrez et al., 2023; Hayak & Avidov-Ungar, 2020), revalorizando la formación docente como una dimensión fundamental para el asentamiento de una proactividad hacia su implementación curricular.

Complementariamente, se ampliaron las conclusiones relacionales entre viabilidad y efectividad percibidas expuestas por Liu et al. (2022) apuntando a una posible bidireccionalidad, al tiempo que la influencia de la adecuación sobre la efectividad

metodológica se alinea con los perfiles docentes de etapas superiores (Avidov-Ungar & Hayak, 2022; Koparan, 2022).

Si bien no se observó una influencia en la investigación de los posicionamientos diferenciados sobre la ludificación educativa entre los profesionales en formación de Educación Infantil y Primaria declarada en trabajos previos (Liu et al., 2022; Cózar-Gutiérrez et al., 2024), la imposibilidad de establecimiento de invarianza residual puede apuntar a una distribución significativamente más dispersa entre uno y otro subgrupo, lo cual validaría las tesis de Alonso-García, Victoria-Maldonado et al. (2024), implicando la necesidad de refuerzo de la utilidad didáctica del recurso como información pedagógica básica a partir de la cual el alumnado pueda asentar una opinión profesional robusta, en lugar de recurrir a tendencias de polarización por preferencia personal (Pedrosa, 2024). En cualquier caso, este hallazgo descartaría una influencia de opinión marcada por factores contextuales como la edad o la adecuación del recurso, establecidos por Yeo et al. (2022) y Becker (2007).

Naturalmente, este estudio no se desarrolló sin limitaciones, entre las cuales se incluye prominentemente la propia escasa formación de los futuros docentes en el empleo didáctico del videojuego, derivando ello en imágenes variadas y contradictorias de estos productos. De forma complementaria, el estudio de la influencia de la edad sobre la percepción del DGBL resulta limitado en el tratamiento de futuros educadores dada la amplia mayoría de discentes en su adolescencia tardía y adultez joven que pueblan los Grados habilitantes a la docencia.

A modo de futuras líneas de investigación, se establece el interés de profundización en diferencias de percepción entre discentes de distinto sexo al respecto de la utilización de este recurso de ludificación, en comprobación del efecto de posibles estereotipos sociales ligados al disfrute intrínseco del videojuego. Igualmente, el diseño y validación de instrumentos específicamente destinados al estudio de percepciones del profesorado de una u otra etapa podría, posiblemente, devolver resultados de interés al respecto de afectación variante al alumnado objetivo en función de su edad y nivel de desarrollo.

Es posible afirmar que, en un panorama formativo y educativo en el cual las futuras generaciones de docentes se hallan deseosos y con amplia motivación hacia la utilización de recursos tecnológicos, el docente en formación observa cómo su impulso por hacer de la formación y el aprendizaje una actividad significativa se ve amenazado por limitaciones estructurales. Considerando la escuela como mecanismo de desarrollo social, limitaciones formativas de sus futuros agentes de campo resultan críticas en la continua actualización y adecuación de la oferta educativa a una contemporaneidad en continua evolución.

Referencias

- Alonso-García, S., Rodríguez Fuentes, A.-V., Ramos Navas-Parejo, M., & Victoria-Maldonado, J.-J. (2024). Enhancing computational thinking in early childhood education with educational robotics: A meta-analysis. *Heliyon*, 10(13), e33249. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e33249>
- Alonso-García, S., Victoria-Maldonado, J. J., García-Sempere, P. J., & Lara-Lara, F. (2023). Student evaluation of teacher digital skills at Granada University. *Frontiers in Education*, 7, 1069245. <https://doi.org/10.3389/educ.2022.1069245>
- Alonso-García, S., Victoria-Maldonado, J. J., Martínez-Domingo, J. A., & Berral-Ortiz, B. (2024). Analysis of self-perceived digital competences in future educators: A study at the university of Granada. *Journal of Technology and Science Education*, 14(1), 4-15. <https://doi.org/10.3926/jotse.2521>

- Ardito, G., & Czerkowski, B. (2021). The Development of Autonomous Student Learning Networks: Patterns of Interactions in an Open World Learning Environment for Teachers Exploring Teaching with and through Computer Science. *Sustainability*, 13(16), 8696. <https://doi.org/10.3390/su13168696>
- Avidov-Ungar, O., & Hayak, M. (2022). Attitudes Toward the Integration of Digital Games Into Instruction in Teacher Education Colleges During the COVID-19 Pandemic. *Journal of Information Technology Education: Research*, 21, 623-639. <https://doi.org/10.28945/5037>
- Ayllón-Salas, P., Lorenzo-Martín, M.-E., Camuñas-García, D., & Hinojo-Lucena, F.-J. (2024). Adicción a los videojuegos entre la población adolescente de Andalucía. *Revista CENTRA de Ciencias Sociales*, 3(2), 11-30. <https://doi.org/10.54790/rccs.89>
- Aznar-Díaz, I., Raso-Sánchez, F., Hinojo-Lucena, M. A., & Romero-Díaz de la Guardia, J. J. (2017). Percepciones de los futuros docentes respecto al potencial de la ludificación y la inclusión de los videojuegos en los procesos de enseñanza-aprendizaje. *Educación*, 53(1), 11-28. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.840>
- Becker, K. (2007). Digital game-based learning once removed: Teaching teachers. *British Journal of Educational Technology*, 38(3), 478-488. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8535.2007.00711.x>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical issues in structural equation modeling. *Sociological Methods and Research*, 16, 78-117. <http://dx.doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Brett, J. M., & Drasgow, F. (2002). *The Psychology of Work: Theoretically based Empirical research*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Camuñas-García, D., Cáceres-Reche, M. P., & Cambil-Hernández, M. E. (2023). Mobile game-based learning in cultural heritage education: A bibliometric analysis. *Education + Training*, 65(2), 324-339. <https://doi.org/10.1108/ET-06-2022-0247>
- Camuñas-García, D., Cáceres-Reche, M. P., Cambil-Hernández, M. E., & Aznar-Díaz, I. (2025). Diseño de videojuegos sobre el patrimonio y su incidencia en las competencias digitales de los futuros docentes. *Campus Virtuales*, 14(1), 169-181. <https://doi.org/10.54988/cv.2025.1.1520>
- Chen, F.-F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cochran, W. G., & Díaz, E. C. (1980). *Técnicas de muestreo*. Compañía Editorial Continental.
- Cole, C., Parada, R. H., & Mackenzie, E. (2024). Why and How to Define Educational Video Games? *Games and Culture*, 19(8), 981-999. <https://doi.org/10.1177/15554120231183495>
- Cózar-Gutiérrez, R., Solé, G., Navío-Inglés, M., & Tirado-Olivares, S. (2024). ¿Enseñar a través de videojuegos? Percepciones de futuros docentes españoles y portugueses sobre su uso en la enseñanza de la historia. *RIFOP: Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 99(38.2), 161-180. <https://doi.org/10.47553/rifop.v99i38.2.99574>
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292-307. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.2.3.292>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>

- Esposito, N. (2005, 16-20 de junio). *A Short and Simple Definition of What a Videogame Is* [Comunicación en congreso]. DiGRA 2005 – “Changing Views – Worlds in Play”, Vancouver, Canadá.
- Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A.-G. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41, 1149-1160. <https://doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149>
- Gravelsina, E., & Daniela, L. (2024). Student Teachers’ Perceptions of a Game-Based Exam in the Genial.ly App. *Computers*, 13(8), 207. <https://doi.org/10.3390/computers13080207>
- Guan, X., Sun, C., Hwang, G., Xue, K., & Wang, Z. (2024). Applying game-based learning in Primary Education: A systematic review of journal publications from 2010 to 2020. *Interactive Learning Environments*, 32(2), 534-556. <https://doi.org/10.1080/10494820.2022.2091611>
- Gutierrez, A., Mills, K., Scholes, L., Rowe, L., & Pink, E. (2023). What do secondary teachers think about digital games for learning: Stupid fixation or the future of education? *Teaching and Teacher Education*, 133, 104278. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2023.104278>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis*. Cengage.
- Hayak, M., & Avidov-Ungar, O. (2020). The Integration of Digital Game-Based Learning into the Instruction: Teachers’ Perceptions at Different Career Stages. *TechTrends*, 64(6), 887-898. <https://doi.org/10.1007/s11528-020-00503-6>
- Hong, M.R., & Cheng, Y. (2019). Robust maximum marginal likelihood (RMML) estimation for item response theory models. *Behavior Research Methods*, 51, 573-588. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1150-4>
- Hossein-Mohand, H., Trujillo-Torres, J.-M., Gómez-García, M., Hossein-Mohand, H., & Campos-Soto, A. (2021). Analysis of the Use and Integration of the Flipped Learning Model, Project-Based Learning, and Gamification Methodologies by Secondary School Mathematics Teachers. *Sustainability*, 13(5), 2606. <https://doi.org/10.3390/su13052606>
- Hsu, C.-Y., Liang, J.-C., & Tsai, M.-J. (2020). Probing the structural relationships between teachers’ beliefs about game-based teaching and their perceptions of technological pedagogical and content knowledge of games. *Technology, Pedagogy and Education*, 29(3), 297-309. <https://doi.org/10.1080/1475939X.2020.1752296>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kim J. H. (2019). Multicollinearity and misleading statistical results. *Korean journal of anesthesiology*, 72(6), 558-569. <https://doi.org/10.4097/kja.19087>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Knorr, C., & Zinn, B. (2022). Design and Development of a Collaborative Serious Game to Promote Professional Knowledge Acquisition of Prospective Teachers. En M. E. Auer, H. Hortsch, O. Michler, & T. Köhler (Eds.), *Mobility for Smart Cities and Regional Development—Challenges for Higher Education: Proceedings of the 24th International Conference on Interactive Collaborative Learning* (pp. 890-904). Springer.
- Kocakaya, S., & Kocakaya, F. (2014). A structural equation modeling on factors of how experienced teachers affect the students’ science and mathematics achievements. *Education Research International*, 490371. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/490371>
- Koparan, T. (2022). The impact of a game and simulation-based probability learning environment on the achievement and attitudes of prospective teachers. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 53(9), 2319-2337. <https://doi.org/10.1080/0020739X.2020.1868592>

- Ley Orgánica 3/2018 de 5 de diciembre de Protección de Datos Personales y Garantías de Derechos Digitales [Versión consolidada]. *Boletín Oficial del Estado*, 294, de 6 de diciembre de 2018, 119788-119857. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3/con>
- Liu, X., Wachira, P., Koc, S., & Pourdavood, R. (2022). An Exploratory Study of Predictors of Pre-Service Teachers' Intention to Integrate Computer Games in Mathematics Education. *International Journal of Education in Mathematics, Science and Technology*, 10(1), 1. <https://doi.org/10.46328/ijemst.1827>
- Lowry, P. B., & Gaskin, J. (2014). Partial least squares (PLS) structural equation modeling (SEM) for building and testing behavioral causal theory: When to choose it and how to use it. *IEEE Transactions on Professional Communication*, 57(1-2), 123–146. <https://doi.org/10.1109/TPC.2014.2312452>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.1093/BIOMET/57.3.519>
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā*, 36(2), 115-128.
- Marín Díaz, V., Sampedro, B. E., & Cáceres-Reche, M. P. (2024). Percepciones de los docentes en formación de educación secundaria sobre la dimensión inclusiva de la realidad mixta. *Educación*, 60(2), 2. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.1926>
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of Confirmatory Factor Analysis to the Study of Self Concept: First and Higher Order Factor Models and their Invariance Across Groups. *Psychology Bulletin*, 97(3), 562-582. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- Montero, I., & León O. G. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127.
- Muijs, D. (2022). *Doing Quantitative Research in Education with IBM SPSS Statistics*. SAGE.
- Pedrosa, D. (2024). Co-regulated learning in initial teacher education: Strategies adopted by students during the development of ICT integration projects in Basic Education. *Educational Media International*, 61(1-2), 42-56. <https://doi.org/10.1080/09523987.2024.2357476>
- Pina Portela, D. M. (2012). *Contributo das Técnicas de Análise Fatorial para o Estudo do Programa "Ocupação Científica de Jovens nas Férias"* [Tesis de maestría, Universidade Abierta]. Repositorio Aberto. <http://hdl.handle.net/10400.2/2536>
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36, 717–731. <https://doi.org/10.3758/BF03206553>
- Prensky, M. (2001). *Digital Game-Based Learning*. McGraw-Hill.
- 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>
- Rüth, M., Birke, A., & Kaspar, K. (2022). Teaching with digital games: How intentions to adopt digital game-based learning are related to personal characteristics of pre-service teachers. *British Journal of Educational Technology*, 53(5), 1412-1429. <https://doi.org/10.1111/bjet.13201>
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2013). Testing measurement and structural invariance: implications for practice. En T. Teo (Ed.), *Handbook of Quantitative Methods for Educational Research* (pp. 315-345). SensePublishers.
- Shonfeld, M., & Greenstein, Y. (2021). Factors promoting the use of virtual worlds in educational settings. *British Journal of Educational Technology*, 52(1), 214-234. <https://doi.org/10.1111/bjet.13008>

- Suárez Rodríguez, J. M., & Jornet Meliá, J. M. (1994). Evaluación referida al criterio: construcción de un test criterial de clase. En V. García-Hoz Rosales (Coord.), *Problemas y métodos de investigación en educación personalizada* (pp. 419-443). Rialp.
- Tabachnik, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Allyn and Bacon.
- Trujillo-Torres, J. M., Aznar-Díaz, I., Cáceres-Reche, M. P., Mentado-Labao, T., & Barrera-Corominas, A. (2023). Intergenerational Learning and Its Impact on the Improvement of Educational Processes. *Education Sciences*, 13(10), 1019. <https://doi.org/10.3390/educsci13101019>
- Tsai, F.-H., Hsiao, H.-S., Yu, K.-C., & Lin, K.-Y. (2022). Development and effectiveness evaluation of a STEM-based game-design project for preservice primary teacher education. *International Journal of Technology and Design Education*, 32(5), 2403-2424. <https://doi.org/10.1007/s10798-021-09702-5>
- Yeo, S., Rutherford, T., & Campbell, T. (2022). Understanding elementary mathematics teachers' intention to use a digital game through the technology acceptance model. *Education and Information Technologies*, 27(8), 11515-11536. <https://doi.org/10.1007/s10639-022-11073-w>
- Yin, X.-Q., Scherr, S., Jin, L., Gaskin, J., & Wang, J.-L. (2022). Impressions matter more than privacy: The moderating roles of affordances in the relation between social anxiety and online safety-seeking behaviors. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 16(3), 1. <https://doi.org/10.5817/CP2022-3-1>
- Zhang, Y., & Chen, J. (2021). Using Design Thinking in Educational Game Design: A Case Study of Pre-service Teacher Experience. En R. Li, S. K. S. Cheung, C. Iwasaki, L.-F. Kwok, & M. Kageto (Eds.), *Blended Learning: Re-thinking and Re-defining the Learning Process*. (pp. 253-263). Springer.

Anexo. Validación psicométrica de la escala EG-P1 de actitud hacia la utilización didáctica de los videojuegos

Teniendo en consideración la normalidad univariada aunque no multivariada de la distribución muestral de las variables correspondientes a los ítems de la escala EG-P1 (Aznar-Díaz et al., 2017), se procede a la validación a nivel de constructo del instrumento desde la estimación de Máxima Verosimilitud Robusta Marginal atendiendo a la naturaleza ordinal de los datos recabados y tratados (Hong & Cheng, 2019), aplicada por medio del paquete *lavaan* (Rosseel, 2012) codificado en el entorno estadístico R. Igualmente, se evalúa la validez de criterio a nivel predictivo de la escala por medio del modelo de decisión criterio basado en diferencias significativas por grupos de experiencia propuesto por Agus et al. (2024).

Análisis factorial del instrumento

La prueba de esfericidad de Barlett devolvió un resultado de χ^2 de 4059,489 ($gl= 325$) con $p=0,000$, pudiendo afirmarse que la matriz de correlaciones entre variables difiere significativamente de una matriz identidad. Igualmente, la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo devolvió un valor KMO de 0,863, pudiendo considerarse una medida de adecuación notoria (Kaiser, 1974). Con ello, se habilita la conducción en primera instancia de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE).

A recomendación de Muijs (2022), en el diseño de instrumentos enfocados a la medición de constructos distantes, aunque agrupados de forma sumativa y no relacional bajo un concepto de orden mayor resulta oportuna la utilización de la rotación varimax bajo el método de análisis de componentes principales limitada a cinco factores a fin de asegurar la identificación del modelo SEM resultante (Kenny & Milan, 2012). Se establece así una estructura interna conformada por subescalas independientes capaces de medir diferentes fragmentos de una idea mayor no medible directa o indirectamente, tratando de establecer la máxima distinción interfactorial posible a fin de extraer y valorar los elementos compositivos de la posición del profesorado encuestado.

Cabe notar que se realizó una modificación leve de redacción en los ítems vinculados a desarrollo competencial, en línea con la legislación curricular vigente (Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación), si bien se da la carencia de un ítem que refiera a la nuevamente integrada Competencia plurilingüe. Así, se presentan en la Figura C-1 los coeficientes de correlación r establecidos entre cada uno de los seis factores obtenidos en el AFE y las variables correspondientes a las preguntas de la escala.

Con propósito de facilitación de interpretación y mejora de la estructura interna del instrumento, se descartan aquellos ítems que en fase EFA no han obtenido coeficientes de saturación $r > 0,5$ (Hair et al., 2006), al tiempo que se asigna cada variable al factor en el que ha saturado al menos con tal medida.

A raíz de las medidas de saturación contempladas en la Figura A-1, así como de la revisión de literatura conducida en el texto principal del presente artículo, se establecieron y operativizaron las siguientes dimensiones: (i) *Efectividad pedagógica percibida* (EFE), incluyendo cuestiones relacionadas con la posibilidad de desarrollo competencial de los videojuegos en entornos educativos, (ii) *Adecuación del videojuego a las necesidades educativas contextuales* (ADE), involucrando aspectos vinculados a la formación del profesorado y atendiendo a las particularidades de los entornos objeto de los videojuegos didácticos, (iii) *Viabilidad curricular del uso de videojuegos* (VIA), abarcando aspectos relacionados con las necesidades de diseño de las propuestas y la posibilidad de integración de las mismas en las normativas y recomendaciones curriculares vigentes, (iv) *Motivación hacia la formación* (MOT), relacionado esencialmente con la mejora motivacional tanto del

propio profesorado hacia la docencia ludificada como del alumnado hacia el aprendizaje y (v) *Barreras a la aplicación educativa de los videojuegos* (BAR), abarcando varios aspectos perjudiciales relacionados con una integración hipotética de los videojuegos en las aulas.

	Variables/Ítems	Factores				
		1	2	3	4	5
E1	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de competencias en comunicación lingüística	0,711	0,317	0,107	-0,091	0,016
E2	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de competencias matemáticas y en ciencia, tecnología e ingeniería	0,473	0,542	0,166	-0,084	0,099
E3	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de la competencia digital	0,349	0,607	-0,064	-0,091	0,095
E4	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de competencias personales, sociales y de aprender a aprender	0,689	0,361	0,029	-0,087	0,178
E5	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de la competencia emprendedora	0,778	0,189	0,088	-0,022	0,156
E6	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de conciencia y expresiones culturales	0,750	0,213	0,137	-0,024	0,187
E7	El trabajo ludificado en el aula puede contribuir a la adquisición, por parte del alumnado, de la competencia ciudadana	0,804	0,075	0,149	-0,024	0,112
A1	Para garantizar su efectividad, es preciso que el profesorado siga itinerarios formativos sobre aplicación de técnicas de ludificación en el entorno educativo	0,183	0,741	0,087	-0,029	0,106
A2	La puesta en marcha de la ludificación en el aula exige ciertos criterios mínimos de selección de los juegos por parte del profesorado	0,124	0,786	0,057	0,026	0,052
A3	Es importante implicar a la familia para hacer un uso pedagógico adecuado de los videojuegos	0,132	0,610	0,149	-0,041	0,053
V1	El empleo de metodologías basadas en el uso de videojuegos es compatible con el currículum actual	0,206	0,097	0,713	-0,002	0,122
V2	La integración de los videojuegos en las aulas no resulta nada problemática	0,085	0,014	0,800	0,061	0,107
V3	La ludificación es efectiva en el entorno educativo si comprende todo el currículum	0,130	0,175	0,708	0,110	-0,026
V4	La ludificación es compatible con las necesidades de evaluación de rendimiento y logro, tal y como establece la normativa vigente en materia educativa	0,300	0,213	0,598	-0,087	-0,054
M1	La motivación del alumnado es mayor con estos recursos	0,155	0,076	-0,115	0,083	0,789
M2	El reto que supone la obtención de recompensas, puntos o medallas en un videojuego puede suponer un estímulo para el alumnado a la hora de afrontar una actividad educativa	0,120	0,170	0,070	0,009	0,860
M3	Existe una utilidad educativa para los videojuegos	0,180	0,235	0,260	-0,040	0,678

B1	La ludificación en algunas actividades educativas o disciplinas puede implicar la falta de motivación en otras actividades educativas en las que se sigan metodologías más tradicionales	0,026	0,050	-0,091	0,723	-0,010
B2	La ludificación debe utilizarse de manera puntual para diseñar actividades concretas que se vayan a desarrollar en el aula	-0,124	0,100	0,041	0,759	0,038
B3	La ludificación no tiene cabida en las aulas escolares por resultar excesivamente ociosa	-0,054	-0,242	0,111	0,723	-0,062
B4	La puesta en práctica de la ludificación en el aula puede distraer a los alumnos de su objetivo pedagógico para centrarse más en el aspecto lúdico	-0,023	-0,079	0,039	0,762	0,019
Ítems presentes en el instrumento original excluidos por saturación factorial inadecuada						
N1	La ludificación puede ser útil en contextos con alumnado que presente necesidades específicas de apoyo educativo (NEAE)	0,198	0,497	0,181	-0,017	0,136
N2	La planificación y el diseño de situaciones de aprendizaje en las que se integre el uso de videojuegos conllevan un esfuerzo extra por parte del profesorado	0,079	0,384	0,120	0,279	0,135
N3	La puesta en marcha de la ludificación en el aula es más motivadora para el profesorado a la hora de trabajar	0,375	0,090	0,252	0,049	-0,003
N4	La ludificación es una estrategia pedagógica más eficaz que las metodologías tradicionales de enseñanza-aprendizaje	0,458	0,043	0,286	-0,011	0,029
N5	Si el trabajo en el aula se produce en un contexto divertido, entonces mejora la calidad del aprendizaje	0,032	0,315	0,036	-0,077	0,267

Figura A-1. Resultados del Análisis Factorial Exploratorio sobre la escala EG-P1. Se resaltan los coeficientes de correlación con factores a los cuales cada variable se decide vincular y establece una nueva codificación para cada ítem acorde a la nueva estructura interna, o bien su eliminación de la misma.

Al respecto de ello, se asignaron las variables E2 y E3 al factor Efectividad pedagógica, a pesar de su saturación reducida, puesto que conforman una lógica interna propia con el resto de las variables relacionadas con competencias curriculares. En el caso del presente cuestionario, ello incluiría los ítems N1, N2 y N3, puesto que, a pesar de aproximarse conceptualmente al constructo de Viabilidad curricular por medio de la adecuación de estos recursos a labor docente y experiencia discente, no representan dicha noción de compatibilidad con la normativa establecida.

Se descarta igualmente el ítem N4, pues no muestra una saturación adecuada al resultar confluyente con los ítems variados centrados en cada competencia clave curricular del factor Efectividad pedagógica. Finalmente, la generalidad y consiguiente saturación en variedad de factores del ítem N5 han impulsado su eliminación del instrumento con propósito de evitar posible multicolinealidad entre dimensiones. A raíz de estas modificaciones, se aseguró que cada factor/constructo realmente midiera las dimensiones para las cuales había sido confeccionado, garantizando la validez de constructo de la escala a nivel tanto estadístico como teórico (Cattell, 1968; Muijs, 2022)

A partir de los resultados obtenidos, se procede al desarrollo de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) que permita afirmar robustamente la adecuación de tal estructura interna del instrumento en su aplicación a los datos muestrales recabados. A fin de que el

modelo SEM representase los datos muestrales de forma fidedigna y en correspondencia a su fundamentación teórica, se establecieron correlaciones entre las varianzas de error de los pares de ítems E2-E3 (relacionando la competencia STEM con destreza y saber tecnológico-digital), E6-E7 (conectando el desarrollo de actitudes sociales y personales con la habilitación para la ciudadanía), V2-V4 (conectando posiciones sobre la compatibilidad metodológico-curricular del videojuego), V1-V3 (asentando el ámbito de contenido tratado en el videojuego) y B1-B3 (ligando la limitación de la ludificación en función de su capacidad distractiva).

Fiabilidad y validez convergente y discriminante

La Tabla A-1 incorpora diversidad de medidas relativas a la validez convergente y fiabilidad del instrumento evaluado. La mayoría de las cargas factoriales estandarizadas se ubicaron por encima o cercanas al nivel recomendado de $r > 0.7$ (Muijs, 2022), reforzando su pertenencia a cada factor de la escala. La predicción de la variabilidad (R^2) en cada uno de los ítems de la escala se estableció en niveles sustanciales (Cohen, 1998).

Tabla A-1.

Cargas factoriales estandarizadas y medidas de validez convergente y fiabilidad

Variable latente		CFE	R^2	AVE	α	ω	CR
Efectividad (EFE)	E1	0,744	0.554	0,504	0,879	0,876	0,881
	E2	0,663	0.440				
	E3	0,546	0.298				
	E4	0,795	0.632				
	E5	0,770	0.592				
	E6	0,747	0.558				
	E7	0,676	0.457				
Adecuación (ADE)	A1	0,791	0.625	0,489	0,728	0,737	0,746
	A2	0,736	0.542				
	A3	0,548	0.300				
Viabilidad (VIA)	V1	0,715	0.511	0,468	0,748	0,778	0,745
	V2	0,700	0.490				
	V3	0,695	0.483				
	V4	0,623	0.389				
	Motivación (MOT)	M1	0,647				
M2	0,879	0.772					
M3	0,660	0.436					
Barreras (BAR)	B1	0,716	0.513	0,487	0,743	0,788	0,717
	B2	0,596	0.355				
	B3	0,839	0.704				
	B4	0,614	0.376				

Nota. CFE = Carga Factorial Estandarizada, α = alfa de Cronbach, ω = omega de McDonald.

Con ello, puede afirmarse que la fiabilidad del instrumento resultó adecuada al contar en cada una de sus dimensiones con valores $\alpha < 0.7$, si bien deben valorarse críticamente al haber introducido correlaciones entre los errores de medida del instrumento, derivando en diferencias entre el alfa real y teórico del instrumento (Cortina, 1993), y $\omega < 0.7$ (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017), incluyendo la fiabilidad conjunta de la escala completa, que se ubicó en $\alpha = 0.814$. No fue posible aplicar omega a la totalidad del instrumento dada la existencia de variables con codificación opuesta entre sí, devolviendo covarianzas negativas.

Como refleja la Tabla A-1, la AVE de los constructos de Adecuación, Viabilidad y Barreras permaneció en el nivel de 0,4 lo cual, a pesar de ser inferior al habitual nivel de referencia, teniendo en consideración que la CR de cada factor supera el umbral de 0,6, pueden considerarse los constructos como válidos (Hair et al., 2016). Como resultado de ello, se confirmó la validez convergente del instrumento, al tiempo que se estableció la ausencia de multicolinealidad al no superar ningún valor de CR el umbral de 0,9 (Hair et al., 2022).

Para el establecimiento de validez discriminante se siguió el modelo de decisión criterio de Fornell y Larcker (1981), para lo cual se comparó la correlación al cuadrado entre cada factor contemplado en el modelo y la raíz cuadrada de la AVE de cada par de factores (ver Tabla A-2), determinándose que ningún r^2 superaba en valor a ningún AVE de cada par de factores, implicando con ello que los ítems de cada factor explicaban más de sí mismo que las puntuaciones del resto de factores, reafirmando validez discriminante.

Tabla A-2.

Medidas de validez discriminante

	EFE	ADE	VIA	MOT	BAR
EFE	0,710				
ADE	0,392	0,699			
VIA	0,222	0,119	0,684		
MOT	0,187	0,147	0,055	0,736	
BAR	0,030	0,020	0,063	0,281	0,698

Nota. Se resaltan las diagonales, que representan la raíz cuadrada de la AVE de cada factor.

Bondad de ajuste de la escala

En lo que refiere a la bondad de ajuste del instrumento elaborado a partir de los modelos de medida de los cinco factores descritos, si bien es cierto que se obtuvo un estadístico chi cuadrado significativo ($\chi^2 = 418,432$; $p = 0.000$), ello se asocia a su sensibilidad a los tamaños muestrales superiores a 200 (Bentler & Bonett, 1980), no resultando un indicador robusto en evaluación de modelos con muestras extensas.

Por otra parte, en lo referente a bondad de ajuste absoluto, se obtuvieron un *GFI* de 0.912, superior al mínimo de 0.90 marcado por Kocakaya y Kocakaya (2014), un *AGFI* de 0.884, superior al 0.8 sugerido por (Brett & Drasgow, 2002) en modelos SEM complejos, un *RMR* de 0.026 y *SRMR* de 0.062, ambos inferiores al máximo de 0.08 establecido por (Kocakaya & Kocakaya, 2014) y un *RMSEA* de 0.058 ($p_{close} = 0.040$), con intervalo de confianza en el rango [0.050 , 0.065], obteniendo así valores excelentes acorde a Hu y Bentler (1999), si bien se aproxima a aceptable en su límite superior.

Las medidas de bondad de ajuste relativo se establecieron en *TLI* = 0.910 y *CFI* = 0,924, sobre el mínimo de 0.9 establecidos por Tabachnik y Fidell (2007) y *NFI* = 0.873, ubicándose en el nivel aceptable, aunque reducido (Pina Portela, 2012). Finalmente, la razón entre χ^2 y los grados de libertad del modelo se estableció en 2,40 ($gl = 174$), mostrando la parsimonia excelente del modelo SEM (Marsh & Hocevar, 1985).

Validez de criterio

Finalmente, se condujo un análisis de diferencia entre aquellos estudiantes que afirmaron utilizar los videojuegos como un medio de entretenimiento habitual y aquellos que especificaron no hacerlo, utilizando ello como referencia externa a la escala. Dado que la muestra exhibió una distribución normal a nivel univariado, se empleó para la realización de esta comparativa la prueba T de diferencia de medias entre muestras independientes. La Tabla A-3 muestra la existencia de diferencias significativas en todos los factores contemplados en función del grado de familiarización existente con los videojuegos, bien bajo intención didáctica o no. Con ello, fue posible confirmar la validez de criterio del instrumento utilizado.

Tabla A-3.

Resultados de la prueba T de diferencia de medias entre muestras independientes

Dimensión	Prueba de Levene	T de muestras independientes
EFE	1,771	-5,257***
ADE	0,059	-4,374***
VIA	4,018*	-4,660***
MOT	12,178***	-17,470***
BAR	3,861*	2,656**

Nota. En función de la significación de la prueba de Levene, esto es, cumplimiento o no de la asunción de heterocedasticidad, se ajustó el cálculo de la prueba T, *significativo a $p \leq 0,05$, **significativo a $p < 0,01$, ***significativo a $p < 0,001$.

Referencias

- Agus, M., Bonaiuti, G., & Marras, A. (2024). Psychometric Validation of the Robotics Interest Questionnaire (RIQ) Scale with Italian Teachers. *Journal of Science Education and Technology*, 33(1), 68-83. <https://doi.org/10.1007/s10956-023-10075-8>
- Aznar-Díaz, I., Raso, F., Hinojo, M. A., & Romero-Díaz, J. J. (2017). Percepciones de los futuros docentes respecto al potencial de la ludificación y la inclusión de los videojuegos en los procesos de enseñanza-aprendizaje. *Educación*, 53(1), 11-28. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.840>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Brett, J. M., & Drasgow, F. (2002). *The Psychology of Work: Theoretically based Empirical research*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Cattell, R. B. (1968). *The Scientific Use of Factor Analysis in Behavioral and Life Sciences*. Plenum Press.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). New York: Routledge.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis*. Prentice Education.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2016). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*. SAGE.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C., Sarstedt, M., Danks, N. P., & Roy, S. (2022). *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) using R: A Workbook*. Springer.
- Hong, M.R., & Cheng, Y. (2019). Robust maximum marginal likelihood (RMML) estimation for item response theory models. *Behavior Research Methods*, 51, 573-588. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1150-4>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kenny, D. A., & Milan, S. (2012). Identification: A nontechnical discussion of a technical issue. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 145-163). The Guilford Press.

- Kocakaya, S., & Kocakaya, F. (2014). A structural equation modeling on factors of how experienced teachers affect the students' science and mathematics achievements. *Education Research International*, 490371. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/490371>
- Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación [Versión consolidada]. *Boletín Oficial del Estado*, 106, de 4 de mayo de 2006, 17158-17207. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2006/05/03/2/con>
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of Confirmatory Factor Analysis to the Study of Self Concept: First and Higher Order Factor Models and their Invariance Across Groups. *Psychology Bulletin*, 97(3), 562-582. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- Muijs, D. (2022). *Doing Quantitative Research in Education with IBM SPSS Statistics*. SAGE.
- Pina Portela, D. M. (2012). *Contributo das Técnicas de Análise Fatorial para o Estudo do Programa "Ocupação Científica de Jovens nas Férias"* [Tesis de maestría, Universidade Abierta]. Repositorio Aberto. <http://hdl.handle.net/10400.2/2536>
- 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>
- Tabachnik, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Allyn and Bacon.
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.