

Propiedades psicométricas de la Escala de Flow Disposicional-2 en videojuegos

The Psychometric Properties of Dispositional Flow Scale-2 in Video Games

Raúl Rodríguez-Antonio *¹, Jair Arody del Valle-López¹

1 - Universidad de Montemorelos. Montemorelos, Nuevo León, México.

Recibido: 01/09/2021 **Revisado:** 10/10/2021 **Aceptado:** 25/10/2021

Introducción
Metodología
Resultado
Discusión
Referencias

Resumen

El estado de flow es una característica psicológica importante en el contexto del diseño y evaluación de videojuegos educativos. En este estudio se analizaron las propiedades psicométricas de una adaptación mexicana de la Escala de Flow Disposicional-2 en el contexto de los videojuegos. Con base en la información suministrada por una muestra de 312 estudiantes de una universidad del noroeste de México, con edades de 16 a 34 años ($M = 19.90$, $DE = 2.73$), se realizó un análisis factorial confirmatorio que sugirió un ajuste aceptable de la estructura factorial, con adecuada validez convergente pero deficiente validez discriminante. Adicionalmente, con base en un análisis factorial exploratorio, se identificó un modelo reespecificado que agrupó 33 de los 36 ítems de la escala. Esta estructura factorial, que mostró un ajuste aceptable, y adecuada validez convergente y discriminante, sugiere que las dimensiones de la escala pueden agruparse en antecedentes y consecuencias del flow.

Palabras clave: *análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio, validez convergente, validez discriminante, estudiantes mexicanos, estado de flow, videojuegos*

Abstract

The state of flow is an important psychological characteristic of educational video games design and evaluation. This study analyzed a Mexican adaptation of the Dispositional Flow Scale-2 psychometric properties in the use of video games. Based on the information provided by a sample of 312 students, aged 16 to 34 years ($M = 19.90$, $SD = 2.73$), from a university in northeastern Mexico a confirmatory factor analysis that suggested an acceptable fit of the factorial structure, adequate convergent validity but poor discriminant validity was performed. Based on an exploratory factor analysis a re-specified model was identified, grouping 33 of the 36 items of the scale. This factorial structure, which showed an acceptable fit, adequate convergent validity and discriminant validity, suggests that scale dimensions can be grouped into antecedents and consequences of flow.

Keywords: *exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, convergent validity, discriminant validity, Mexican students, flow state, video games*

*Correspondencia a: Raúl Rodríguez Antonio. Facultad de Educación. Universidad de Montemorelos. Libertad 1300, Pte. Montemorelos, Nuevo León, México. C.P. 67530. Teléfono: +52-8261089023. ORCID: 0000-0001-6766-4133. E-mail: rrodriguez@um.edu.mx

Cómo citar este artículo: Rodríguez-Antonio, R., & Del Valle-López, J. A. (2021). Propiedades psicométricas de la Escala de Flow Disposicional-2 en videojuegos. *Revista Evaluar*, 21(3), 63-80. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota de autor: Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Participaron en la edición de este artículo: Julian Narvaja, Stefano Macri, Eugenia Barrionuevo, Alicia Molinari, Mónica Serppe, Ricardo Hernández.

Introducción

En la actualidad, jugar videojuegos es una de las actividades más atractivas para adolescentes y adultos jóvenes debido a la combinación de diversos elementos tales como desafíos, metas, reglas, resolución de problemas, retroalimentación, emoción y diversión, entre otros, los cuales requieren que el jugador se involucre en un proceso de aprendizaje continuo para lograr el dominio del juego (Domínguez et al., 2013; Prensky, 2001). Varios de los elementos mencionados están presentes en la teoría del flow, la cual ha llegado a ser un elemento fundamental en el diseño de videojuegos educativos (Khoshnoud, Alvarez-Igarzábal, & Wittmann, 2020; Montes-González, Ochoa-Angrino, Baldeón-Padilla, & Bonilla-Sáenz, 2018). Además, estos elementos facilitan el involucramiento activo del estudiante en el aprendizaje y el logro de objetivos educacionales de forma efectiva (Kiili, de Freitas, Arnab, & Lainema, 2012).

La teoría del flow fue desarrollada por Csikszentmihalyi (1975) al estudiar grupos de individuos que desarrollaban actividades autotélicas diversas en un contexto deportivo. Según el autor, una actividad autotélica es aquella que requiere un gasto formal y extensivo de energía por parte del sujeto, aunque le produzca poca o nula recompensa convencional, de modo que el solo acto de llevar a cabo la actividad es la recompensa. En este contexto, se entiende por recompensa convencional a las recompensas extrínsecas, tales como poder, prestigio y reconocimientos, entre otras.

El estado de flow, también llamado experiencia óptima, es “el estado dinámico de una persona que le genera una sensación holística al actuar con un involucramiento total” (Csikszentmihalyi, 1975, p. 36), y tiende a ocurrir cuando una persona enfrenta un conjunto definido de me-

tas que requieren respuestas apropiadas, o cuando una persona emplea intensamente sus habilidades para vencer un desafío muy atractivo que está al alcance de sus posibilidades. El flow se ha conceptualizado con base en nueve dimensiones que a continuación se describen.

La primera dimensión del flow corresponde al *balance habilidad-desafío* (HD). Para que el estado de flow suceda es necesario que la actividad que se realiza presente un desafío que pueda ser cumplido por el individuo con las habilidades que posee. El desafío se refiere a la experiencia subjetiva del individuo derivada de la congruencia entre sus propias habilidades y las demandas de la actividad (Rodríguez-Ardura & Meseguer-Artola, 2017). Un desafío alcanzable fomenta la motivación de la persona, en tanto que uno demasiado difícil o demasiado fácil causa el efecto contrario. En relación a esto último, si las habilidades del sujeto sobrepasan al desafío, el resultado es aburrimiento. Si por el contrario el desafío sobrepasa las habilidades, el sujeto experimenta ansiedad. Si ambos, desafío y habilidades, están debajo del promedio, se presenta apatía (Stavrou & Zervas, 2004).

La dimensión del flow denominada *mezcla de conciencia-acción* (CA) es probablemente uno de los más claros signos de que una persona está experimentando el flow (Csikszentmihalyi, 2014). Cuando una persona está en estado de flow está consciente de sus acciones, mas no de sí misma. Es decir, para que el estado de flow se mantenga, el individuo no puede reflexionar sobre sí mismo. Por ejemplo, al preguntarse: *¿Qué estoy haciendo aquí? ¿Lo estaré haciendo bien?* Si estas reflexiones tienen lugar, el estado de flow se interrumpe (Csikszentmihalyi, 1975). Así, la mezcla de conciencia-acción suele ocurrir en episodios breves que son interrumpidos por el propio actor cuando adopta una perspectiva externa acerca de la acción que está desarrollando.

Otra dimensión del flow corresponde al *establecimiento de metas claras* (MC). Este aspecto se refiere a la formulación de objetivos claros y precisos, que es fundamental para que suceda el estado de flow. Es decir, si se conoce claramente lo que se debe lograr, el individuo se prepara psicológicamente para ejecutar las acciones necesarias con el propósito de alcanzar la meta (Calero & Injoque-Ricle, 2013; Csikszentmihalyi, 2014).

En el estado de flow se presentan demandas de acciones coherentes y no contradictorias que proporcionan al individuo una retroalimentación clara y sin ambigüedades de forma automática en un esquema de acción y reacción, dado que el individuo está tan involucrado en la actividad que no puede reflexionar sobre ella (Csikszentmihalyi, 1975). A esta dimensión se le denomina *retroalimentación no ambigua* (RNA). Así, el flow se experimenta con más frecuencia en actividades que implican reglas de acción definidas, por ejemplo, juegos, procedimientos, rituales o arte.

Cuando un individuo experimenta el estado de flow, su atención responde solo a una limitada cantidad de estímulos. Los elementos motivacionales y las reglas que se asocian con las tareas en el estado de flow parecen definir qué estímulos son relevantes para el individuo y cuáles no lo son (Csikszentmihalyi, 1975). A esta dimensión del flow se la conoce como *concentración en la tarea* (CT), y se evidencia cuando la persona está completamente enfocada en la tarea que está realizando (Giasirani & Sofos, 2017).

Cuando una persona experimenta el estado de flow está en control de sus habilidades y acciones, lo que le permite cumplir con las demandas del ambiente aún en situaciones que implican cierto riesgo o peligro. A esta dimensión del flow se la conoce como *sentido de control* (SC). Este sentido no necesariamente se presenta de manera consciente u objetiva; más bien el individuo no suele preocuparse por la posible pérdida de con-

trol de la situación. El sentido de control, aunque en ciertos escenarios de juego proviene de vencer a un contrincante, se entiende generalmente como un estado de victoria contra las limitaciones del propio individuo (Csikszentmihalyi, 1975).

Otra dimensión del flow es la *pérdida de conciencia* (PC), la cual no significa que el individuo no esté consciente de su cuerpo o sus funciones, o que pierda el contacto con su entorno físico; más bien implica que su propio ego llega a ser irrelevante (Csikszentmihalyi, 1975). El ego es un elemento básico para la vida social, ya que la conciencia del yo permite al individuo realizar las interacciones y negociaciones con otras personas. Dado que las tareas que propician el estado de flow generalmente implican reglas que son aceptadas libremente por el sujeto, éste no se preocupa por decidir qué hacer o qué no hacer, así que no necesita utilizar su yo para efectuar negociaciones sociales (Csikszentmihalyi, 2014).

En el estado de flow, debido a la intensidad de la experiencia, el individuo puede percibir que el espacio temporal se distorsiona (Calero & Injoque-Ricle, 2013; Csikszentmihalyi, 2014). En algunos casos pareciera que los intervalos de tiempo se extienden o se reducen, e inclusive pudiera parecer que el tiempo se detiene. Esta dimensión, conocida como *transformación del tiempo* (TT), se asocia con la liberación de la restricción temporal para que el sujeto cumpla con el desafío (Csikszentmihalyi, 1975).

Por último, la dimensión del flow denominada *experiencia autotélica* (EA) se refiere a realizar una actividad simplemente porque se desea llevarla a cabo sin necesidad de recompensas u objetivos externos. En el estado de flow, el solo acto de realizar una actividad justifica la actividad, ya que “el propósito del flow es mantenerse en el estado de flow” (Csikszentmihalyi, 1975, p. 47).

En el contexto del proceso de enseñanza

aprendizaje el flow ha sido estudiado principalmente en actividades vinculadas con videojuegos y gamificación (Erhel & Jamet, 2019; Giasiranis & Sofos, 2017; Hwang, Chiu, & Chen, 2015; Rodríguez-Ardura & Meseguer-Artola, 2017). La gamificación, que se define como el uso de mecanismos y elementos de diseño de los videojuegos en contextos educativos no recreativos con el propósito de incrementar el involucramiento y la experiencia del usuario (Domínguez et al., 2013), provee un mecanismo práctico para mejorar el proceso de aprendizaje, específicamente en aspectos motivacionales del estudiante (Chung, Shen, & Qiu, 2019).

Se ha encontrado evidencia de que cuando se logra el estado de flow en el contexto de gamificación, los estudiantes experimentan altos niveles de compromiso con las actividades escolares y motivación, de modo que el estado de flow ha sido considerado como un buen predictor del rendimiento escolar y de la calidad de la experiencia de aprendizaje (Joo, Oh, & Kim, 2015; Mesurado, 2010; Rijavec, Ljubin-Golub, Jurčec, & Olčar, 2017). En consecuencia, resulta imperativo utilizar un instrumento apropiado para evaluar el estado de flow en actividades de gamificación.

Aunque existen diversos instrumentos para evaluar el flow en el contexto de videojuegos y gamificación, tales como EGameFlow (Shu-Hui, Wann-Yih, & Dennison, 2018; Fu, Su, & Yu, 2009), Game Engagement Questionnaire (Brockmyer et al., 2009) o GameFlow Questionnaire (Kiili & Lainema, 2008), la Escala de Flow Disposicional-2 (DFS-2; Jackson & Eklund, 2002) ha sido reconocida como uno de los instrumentos más populares para la medición del flow en actividades generales, así como en estudios asociados con gamificación y videojuegos (Gutierrez, 2021; Hassan, Jylhä, Sjöblom, & Hamari, 2020; Marinho, Oliveira, Bittencourt, & Dermeval, 2019).

Además de la escala DFS-2, sus autores de-

sarrollaron la escala FSS-2 (Flow State Scale-2), así como versiones cortas de estas escalas (S-DFS y S-FSS). Todas ellas se desarrollaron con base en modificaciones que los investigadores efectuaron a la versión original del instrumento (Jackson & Marsh, 1996), conocida como Flow State Scale (FSS), la cual fue desarrollada y validada en un contexto de actividades físicas y deportivas.

Tanto la escala DFS-2 como la escala FSS-2 evalúan las nueve dimensiones del flow propuestas por Csikszentmihalyi (1975). Para ambas escalas los ítems que las conforman son similares en su redacción, pero se presentan con diferentes modos de tiempo verbal para enfatizar distintos momentos de ocurrencia de la experiencia. La escala DFS-2 se utiliza para evaluar el flow disposicional, es decir, la tendencia general o disposición para experimentar el estado de flow dentro de un escenario señalado por el investigador o por el respondiente, en un marco de tiempo definido, en tanto que la escala FSS-2 evalúa el flow como un estado experimentado en un evento particular recién ocurrido (Jackson & Eklund, 2002). En esta investigación se propuso estudiar las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 debido a su amplio reconocimiento y popularidad para la medición del flow en las experiencias de gamificación (Hamari & Koivisto, 2014; Marinho et al., 2019; Wang, Liu, & Khoo, 2009).

La escala DFS-2 fue investigada por sus desarrolladores en un estudio de validación cruzada utilizando una muestra de individuos que practicaban actividades físicas regularmente, con edades de 17 a 72 años ($M = 26.3$, $DE = 10$). Para el análisis, los autores propusieron dos modelos: (1) un modelo de medida, con nueve factores de primer orden (ver Figura 1), y (2) un modelo de segundo orden, con nueve factores de primer orden y un factor de segundo orden (ver Figura 2), que fueron evaluados por medio de un análisis factorial confirmatorio (AFC), utilizando $CFI =$

.90, NNFI = .90 y RMSEA = .08 como umbrales para los índices de ajuste de los modelos.

Como resultado de su investigación, Jackson y Eklund (2002) concluyeron que tanto el modelo de primer orden como el de segundo orden mostraron un ajuste aceptable (ver Tabla 1). Además, los valores de confiabilidad de cada di-

mensión del flow, medidos por medio del coeficiente alfa de Cronbach, se estimaron en un rango que va de .78 a .86, con un valor promedio de .82.

Las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 han sido evaluadas en diversos estudios asociados con videojuegos y gamificación. Wang et al. (2009) estudiaron el desempeño de esta

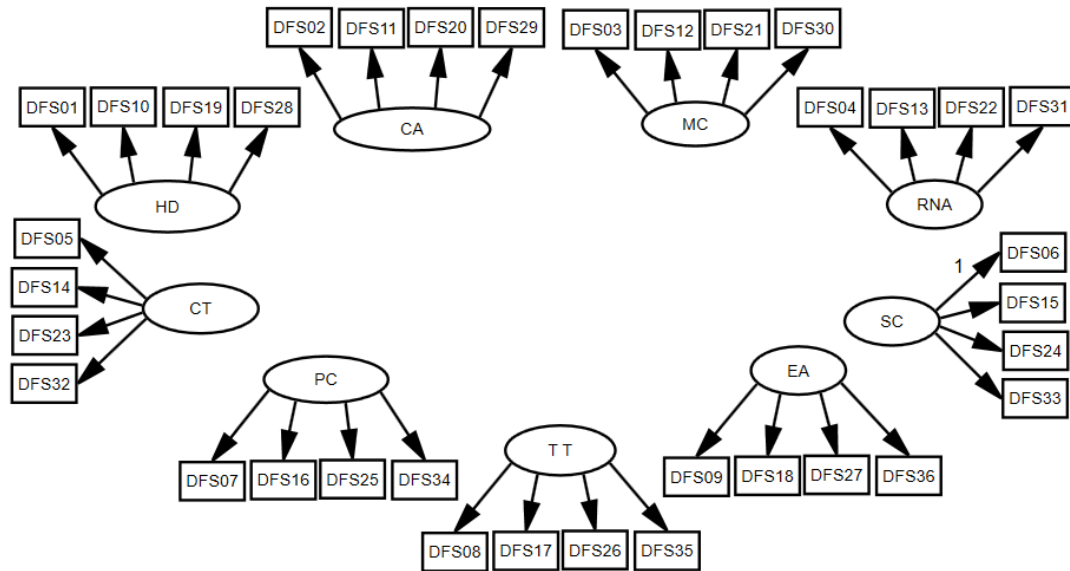


Figura 1
Estructura factorial de la DFS-2, modelo de primer orden (Jackson & Eklund, 2002).

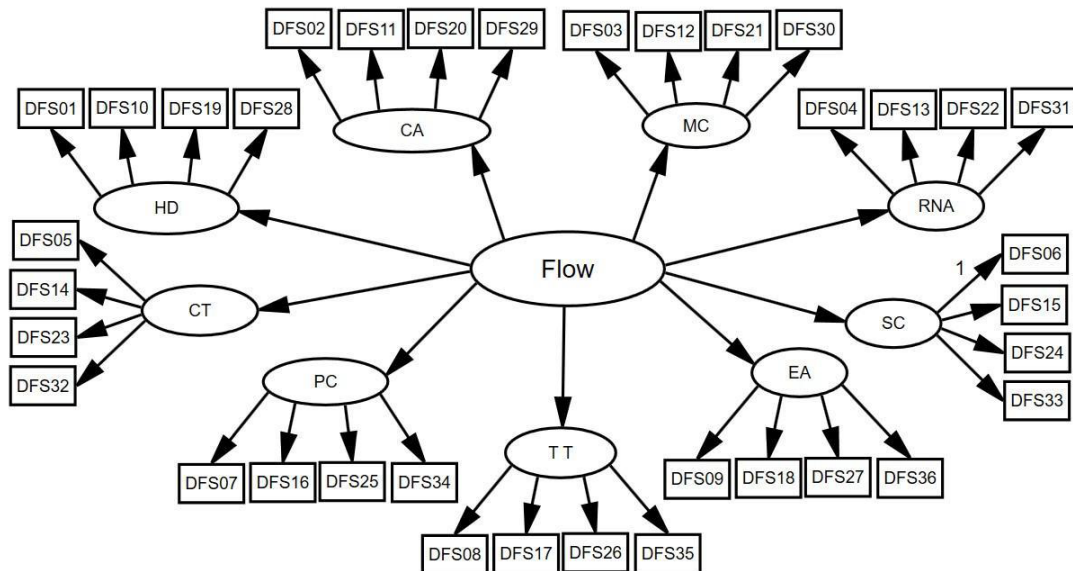


Figura 2
Estructura factorial de la DFS-2, modelo de segundo orden (Jackson & Eklund, 2002).

escala en el contexto de juegos en Internet, con base en una muestra de estudiantes de escuelas secundarias con edades entre 12 y 17 años ($M = 13.2$; $DE = .80$). Mediante un AFC con estimación robusta de máxima verosimilitud, y con un $CFI = .95$ y un $NNFI = .95$ como umbrales de ajuste, concluyeron que los modelos de Jackson y Eklund (2002) mostraron un buen ajuste, siendo mejor el ajuste para el modelo de segundo orden (ver Tabla 1).

Otros estudios que analizaron las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 son los desarrollados por Procci, Singer, Levy y Bowers (2012) y por Hamari y Koivisto (2014). Los primeros estudiaron la escala utilizando una muestra de estudiantes universitarios que jugaban en computadoras, dispositivos móviles o consolas, con una edad promedio de 19.89 años ($DE = 3.90$), en tanto que los segundos utilizaron una muestra de usuarios de un servicio de actividad física por medio de gamificación, con una edad promedio de 29.5 años ($DE = 27.5$). En estos dos estudios los investigadores utilizaron los umbrales de ajuste $CFI = .95$ y $RMSEA \leq .06$, siendo estos más

estrictos que los utilizados por Jackson y Eklund (2002). De este modo, y con base en los resultados mostrados en la Tabla 1, concluyeron que la escala mostró un ajuste deficiente.

Aunque se han estudiado las propiedades psicométricas de la escala FSS traducida al español (García-Calvo, Jiménez-Castuera, Santos-Rosa-Ruano, Reina-Vaíllo, & Cervelló-Gimeno, 2008), y se han adaptado versiones cortas de la escala S-FSS al español (Calero & Injoque-Ricle, 2013), no se han estudiado las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 para una versión en español en el contexto de los videojuegos. Esta investigación responde a esa necesidad planteándose como objetivo evaluar la adecuación de las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 para su uso en la medición del flow en el contexto de los videojuegos.

Metodología

Participantes

Por medio de un esquema de muestreo no

Tabla 1

Estadísticos de ajuste en estudios de validación de la escala DFS-2, tal como se reportan en los trabajos originales.

Artículo	Modelo	N	χ^2	df	CFI	NNFI	RMSEA	90% IC
Jackson y Eklund (2002)	Primer orden	574	1427.2	558	.912	.901	.052	[.049, .055]
	Segundo orden	574	1606.5	585	.897	.889	.055	[.052, .058]
Wang et al. (2009)	Primer orden	1578	1925.5	558	.936	.927	.047	[.045, .049]
	Segundo orden	1578	1522.6	548	.954	.947	.040	[.038, .042]
Procci et al. (2012)	Primer orden	314	1351.9	558	.906	ND	.067	[.063, .072]
Hamari y Koivisto (2014)	Primer orden	200	1044.9	ND	.918	.907	.066	[.060, .073]
	Segundo orden	200	1136.6	ND	.906	.899	.069	[.063, .075]

Nota. Estadísticos de ajuste. χ^2 : Chi-cuadrada, CFI: comparative fit index, NNFI: non-normed fit index, RMSEA: Steiger-Lind root mean square error of approximation. 90% IC: intervalo de confianza del 90% para el RMSEA. ND: no disponible.

probabilístico de conveniencia se recolectó la información de una muestra inicial de 326 estudiantes de nivel pregrado, de una universidad privada del estado de Nuevo León, México, durante el periodo de octubre a diciembre de 2019.

Con base en la identificación de datos atípicos de la muestra inicial se removieron 14 observaciones, de modo que la muestra final se conformó con $N = 312$ participantes, de los cuales el 40% eran mujeres y el 60% hombres, con un rango de edad de 16 a 34 años ($M = 19.90$; $DE = 2.73$). Los participantes manifestaron jugar videojuegos recreativos o educativos de manera frecuente. El 34% de los participantes manifestó jugar cuatro o más veces por semana, en tanto que el 66% reportó jugar de una a tres veces por semana. La cantidad de horas promedio que los participantes dedican a jugar videojuegos, ya sea en computadoras, consolas o dispositivos móviles, fue de 4.50 horas por semana ($DE = 5.33$).

Instrumento

Los participantes contestaron la versión general de la DFS-2 traducida al idioma español a partir de la versión original en inglés. Esta traducción fue realizada por dos traductores profesionales y supervisada por el equipo de investigadores, contando con la autorización de los propietarios del instrumento (Jackson, Eklund, & Martin, 2020). Posteriormente se realizó la traducción en el sentido inverso, y se determinó que no se presentaban inconsistencias entre ambas traducciones. Dado que el contenido de la escala adaptada no fue alterado con respecto a su significado original, a juicio de los investigadores se determinó que la escala mostraba adecuada validez de contenido.

La escala DFS-2 evalúa la disposición para

experimentar el flow con base en las nueve dimensiones propuestas por Csikszentmihalyi (1975), con cuatro ítems por dimensión, para sumar un total de 36 ítems. Estos se miden con una escala de tipo Likert de 5 puntos, donde 1 equivale a *fuertemente en desacuerdo* y 5 a *fuertemente de acuerdo*. Cada ítem se refiere a las experiencias y sentimientos que el participante percibió durante su participación en una actividad específica, ocurrida en un periodo de tiempo específico, ambos definidos por el investigador. Entre otras, algunas de las preguntas de la escala se refieren a cómo el participante percibe sus propias habilidades con relación al desafío propuesto en el contexto de la actividad analizada, su sentido de control y atención con respecto a lo que está haciendo, así como la satisfacción experimentada con la actividad. La distribución de los ítems del DFS-2 para cada una de las dimensiones del flow se muestra en la Figura 1.

Procedimiento

Los participantes respondieron libremente a una invitación para participar en el estudio, realizada a través de entrevistas personales, y a una convocatoria abierta por medios impresos y redes sociales al interior de la universidad. Una vez que otorgaron el consentimiento informado para participar en el estudio, cada participante contestó el instrumento de medición a través de un formulario en línea. En la recolección de datos no se recabó información sensible de los participantes.

La identificación y posterior remoción de datos atípicos se realizó por medio de las distancias de Mahalanobis, utilizando el criterio conservador $p < .001$ recomendado por Kline (2011), de modo que se obtuvo la muestra final de $N = 312$ participantes. De acuerdo con Kline (2011)

un tamaño de muestra de 200 casos corresponde al tamaño de muestra mediano reportado en estudios donde se utiliza el modelado con ecuaciones estructurales. [Tabachnick y Fidell \(2013\)](#) refieren que se requiere un tamaño de muestra mínimo de 300 casos para realizar un análisis factorial donde se presentan bajas comunalidades, pocos factores, y tres o cuatro indicadores por factor, en tanto que [Costello y Osborne \(2005\)](#) argumentan que una proporción de 10 observaciones por ítem es una regla ampliamente utilizada por los investigadores para determinar el tamaño de muestra. Basado en lo anterior, se concluyó que el tamaño de la muestra utilizada en este estudio era suficiente.

Para evaluar la validez de constructo se utilizó un AFC, así como también análisis factorial exploratorio (AFE). La validez convergente se evaluó por medio de los valores de la varianza media extraída de los constructos (AVE), así como con los coeficientes de confiabilidad alfa de Cronbach (α) y de confiabilidad compuesta (CR). La validez discriminante se evaluó empleando el criterio de Fornell-Larcker, además de la comparación de la AVE con respecto a la varianza compartida máxima (MSV) y la varianza compartida media (ASV). El análisis de datos se realizó por medio del software RStudio versión 1.3, utilizando el paquete lavaan ([Rosseel, 2012](#)) para el AFC y el paquete psych ([Revelle, 2021](#)) para el AFE. El nivel de significancia estadística se fijó en .05.

Resultado

Los resultados exploratorios, informados en la Tabla 2, muestran que las dimensiones de la escala DFS-2 con puntajes promedio más altos fueron metas claras, experiencia autotélica, retroalimentación no ambigua, sentido de control y balance habilidad-desafío, en tanto que los puntajes promedio más bajos se obtuvieron para las dimensiones concentración en la tarea, transformación del tiempo, mezcla de conciencia-acción y pérdida de conciencia.

AFC para los modelos originales de Jackson y Eklund

Antes de la evaluación del ajuste de los modelos de primer y segundo orden de [Jackson y Eklund \(2002\)](#) por medio de un AFC con estimación de parámetros por máxima verosimilitud, se analizó el supuesto de normalidad requerido para este método. Con base en las pruebas de Henze-Zirkler y de Royston, se encontró evidencia de violación del supuesto de distribución normal multivariada para los modelos analizados. En consecuencia, se utilizó el método de estimación de parámetros por máxima verosimilitud con errores estándar robustos y prueba Chi-cuadrada escalada de [Satorra y Bentler \(1994\)](#).

En modelos de ecuaciones estructurales, el

Tabla 2

Estadísticos descriptivos de las dimensiones de la escala DFS-2 con base en la muestra actual (N = 312).

Estadístico	MC	EA	RNA	SC	HD	CT	TT	CA	PC
Media	4.23	4.12	4.17	4.10	4.03	3.86	3.72	3.62	3.64
Desviación estándar	.63	.75	.65	.70	.67	.69	.94	.80	.99

Nota. Dimensiones: balance habilidad-desafío (HD), mezcla de conciencia-acción (CA), metas claras (MC), retroalimentación no ambigua (RNA), concentración en la tarea (CT), sentido de control (SC), pérdida de conciencia (PC), transformación del tiempo (TT), experiencia autotélica (EA).

estadístico más básico para probar el ajuste del modelo, bajo condiciones de normalidad multivariada de las variables observadas, es el estadístico Chi-cuadrada (χ^2). Cuando el estadístico χ^2 no es significativo, se tiene evidencia de que el modelo propuesto muestra un buen ajuste con la matriz de covarianza muestral (Tabachnick & Fidell, 2013). En esta investigación, el ajuste de los modelos se evaluó por medio del estadístico Chi-cuadrada escalada de Satorra-Bentler (χ^2_{SB}), además de los índices de ajuste CFI (comparative fit index), NNFI (non-normed fit index, también llamado TLI: Tucker-Lewis index), RMSEA (Steiger-Lind root mean square error of approximation) y SRMR (standardized root mean residual), utilizando como umbrales de ajuste aceptable los valores sugeridos por Hair, Black, Babin y Anderson (2014), Hu y Bentler (1999) y Tabachnick y Fidell (2013), los cuales se muestran en la Tabla 3.

Para los datos de la muestra actual, los modelos originales del DFS-2 de Jackson y Eklund (2002), de primer orden con 36 ítems agrupados en nueve constructos de cuatro ítems cada uno, así como de segundo orden jerárquico con nueve constructos de primer orden y un constructo de segundo orden, resultaron modelos sobreidentificados. Para ambos modelos, el estadístico Chi-cuadrada escalada de Satorra-Bentler resultó significativo ($p < .05$), lo que sugiere que el modelo no tiene un buen ajuste con los datos de la muestra.

Sin embargo, dado que el estadístico Chi-cuadrada tiende a mayores valores cuando se incrementa el tamaño de muestra o el número de variables observadas en el modelo (Hair et al., 2014), se procedió a obtener los valores de los índices de bondad de ajuste adicionales (ver Tabla 3). Al contrastar estos valores con los valores umbrales de ajuste aceptable sugeridos para un modelo de ecuaciones estructurales, se observó que los valores de CFI y NNFI eran mayores que .90, en tanto que se obtuvieron valores de RMSEA $\leq .06$ y SRMR $\leq .08$, tanto para el modelo de primer orden como para el modelo de segundo orden jerárquico. Así, la evidencia sugiere un ajuste aceptable de ambos modelos.

Con respecto a la evaluación de la validez convergente de la escala DFS-2, para todos los constructos se obtuvieron valores de los coeficientes α y CR mayores a .70 (ver Tabla 4) excepto para el constructo *sentido de control* ($\alpha = .68$). Estos resultados sugieren adecuada consistencia interna de la escala (Hair et al., 2014; Moral de la Rubia, 2019; Taber, 2018). Así también, se observó que todos los parámetros de regresión resultaban significativos ($p < .001$) y con coeficientes estandarizados mayores que .50, a excepción del ítem DFS14 (ver Figura 3). Además, para todos los casos, excepto para el constructo *concentración con la tarea* (CT), los valores de AVE fueron mayores que .50, lo que sugiere aceptable validez convergente (Hair et al., 2014).

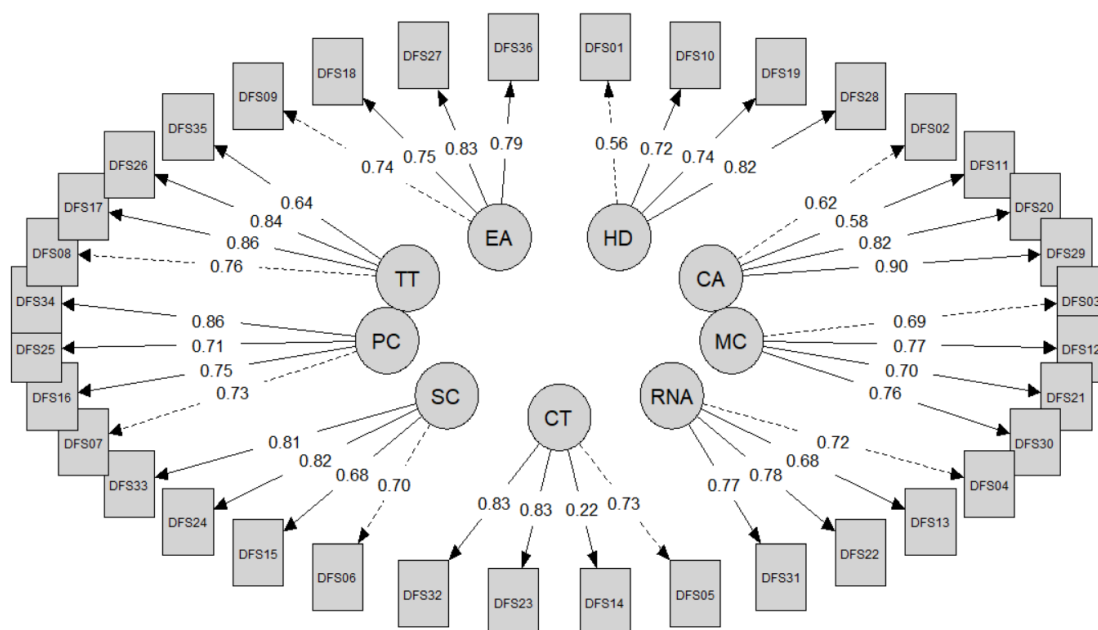
Al evaluar la validez discriminante, tal

Tabla 3

Estadísticos de ajuste para los modelos de la escala DFS-2 con base en la muestra actual (N = 312).

Especificación	χ^2_{SB}	df	CFI	NNFI	RMSEA	90% IC	SRMR
Primer orden	1041.50	558	.915	.904	.053	[.048, .057]	.056
Segundo orden	1185.40	585	.894	.886	.057	[.053, .062]	.071
Umbrales de ajuste			$\geq .90$	$\geq .90$	$\leq .06$		$\leq .08$

Nota. Estadísticos de ajuste: χ^2_{SB} : Chi-cuadrada escalada de Satorra-Bentler, CFI: comparative fit index, NNFI: non-normed fit index, RMSEA: Steiger-Lind root mean square error of approximation, 90% IC: intervalo de confianza del 90% para el RMSEA, SRMR: standardized root mean square residual.

**Figura 3**

Estructura factorial del modelo de primer orden de la escala DFS-2, con coeficientes de regresión estandarizados.

como se muestra en la Tabla 4, se observaron correlaciones excesivamente altas para los pares de constructos RNA-MC, RNA-SC, MC-HD, RNA-HD, MC-SC, CT-SC y SC-HD. Así también, para los constructos HD, SC, RNA, CT y SC se encontraron valores de la AVE menores que los de su correspondiente MSV y ASV. Además, se observó que las raíces cuadradas de la AVE de los correspondientes constructos no cumplían en todos los casos con el criterio de Fornell-Larcker, que indica que estos valores deben ser mayores que las correlaciones con otros constructos (Fornell & Larcker, 1981). De esta forma se concluyó que para los datos de la muestra actual la escala DFS-2 no presentaba adecuada validez discriminante.

Reespecificación del modelo de primer orden de Jackson y Eklund

Al emplear la información de la muestra actual, los modelos originales de Jackson y Eklund (2002), de primer y segundo orden, mostraron un

ajuste aceptable cuando se utilizan umbrales bajos para los índices de ajuste, además de aceptable validez convergente, sin embargo, mostraron falta de validez discriminante. Por ello, por medio de un AFE se procedió a identificar una estructura factorial que pudiera mostrar un mejor ajuste y validez discriminante.

Para el AFE se utilizó el método de extracción de factorización del eje principal y rotación oblicua promax, ya que se consideró que los constructos que conforman la escala se correlacionan. La medida de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .94$) mostró adecuación de la muestra. Así también, la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($p < .001$), indicando que existe suficiente correlación entre las variables analizadas. Para determinar el número de factores a extraer se utilizó análisis paralelo y el diagrama de sedimentación. De esta forma se extrajeron cinco factores, que agruparon a 33 de los 36 ítems de la escala DFS-2, y que en conjunto explican el 53% de la varianza total, con valores para las cargas factoriales en el rango de .43 a .94 y comunales entre .46 y

Tabla 4

Correlaciones entre constructos para la escala DFS-2 con base en la muestra actual (N = 312).

Constructo	α	CR	AVE	MSV	ASV	HD	CA	MC	RNA	CT	SC	PC	TT	EA
HD	.81	.80	.52	.85	.56	.72								
CA	.81	.84	.55	.47	.29	.69	.74							
MC	.82	.82	.53	.97	.57	.92	.55	.73						
RNA	.83	.83	.55	.97	.58	.91	.56	.99	.74					
CT	.68	.75	.43	.80	.50	.76	.55	.80	.82	.65				
SC	.84	.84	.57	.94	.58	.87	.55	.95	.97	.89	.75			
PC	.84	.85	.58	.31	.22	.54	.36	.52	.50	.43	.56	.76		
TT	.85	.86	.60	.38	.16	.35	.41	.32	.29	.48	.35	.24	.78	
EA	.86	.86	.61	.61	.46	.77	.56	.74	.73	.78	.71	.48	.62	.78

Nota. Los valores en negritas representan las raíces cuadradas de la AVE de los constructos correspondientes. Constructos: balance habilidad-desafío (HD), mezcla de conciencia-acción (CA), metas claras (MC), retroalimentación no ambigua (RNA), concentración en la tarea (CT), sentido de control (SC), pérdida de conciencia (PC), transformación del tiempo (TT) y experiencia autotélica (EA). Índices: α : coeficiente alfa de Cronbach, CR: coeficiente de confiabilidad compuesta, AVE: varianza media extraída, MSV: varianza compartida máxima, ASV: varianza compartida media.

.80 (ver Tabla 5).

El primer factor (Maestría) agrupa la totalidad de los ítems de las dimensiones *sentido de control*, *retroalimentación no ambigua* y *metas claras*, así como tres ítems de la dimensión *concentración en la tarea* y dos ítems de la dimensión *balance habilidad-desafío*. A este factor se lo denominó *maestría en el juego*.

El segundo factor (TT) agrupa a todos los ítems de la dimensión *transformación del tiempo*. El tercer factor (PC) agrupa a todos los ítems de la dimensión *pérdida de conciencia*. El cuarto factor (CA) agrupa a todos los ítems de la dimensión *mezcla de conciencia-acción*, en tanto que el quinto factor (EA) agrupa a todos los ítems de la dimensión *experiencia autotélica*. Los ítems DFS01 y DFS14 mostraron comunalidades pequeñas, en tanto que el ítem DFS10 mostró una carga factorial pequeña. Por lo tanto, se consideró que estos ítems no aportaban significativamente a ninguno de los factores extraídos y no fueron incluidos en ninguna de las dimensiones identificadas.

Con los factores obtenidos mediante el AFE se propuso un modelo reespecificado de primer orden de la escala DFS-2 (ver Figura 4). Los resultados de un AFC mostraron que para este modelo el estadístico Chi-cuadrada escalada de Satorra-Bentler resultó significativo ($\chi^2_{SB} = 959.21$, $gl = 485$, $p < .001$). Sin embargo, al observar los valores de los índices de ajuste se concluyó que el modelo muestra un ajuste aceptable (CFI = .910, NNFI = .902, SRMR = .057 y RMSEA = .056 con un 90% IC [.051, .061]). Además, se observó que todos los parámetros de regresión resultaron significativos ($p < .001$) y con coeficientes estandarizados mayores que .50 (ver Figura 4), lo que sugiere adecuada validez de constructo (Hair et al., 2014).

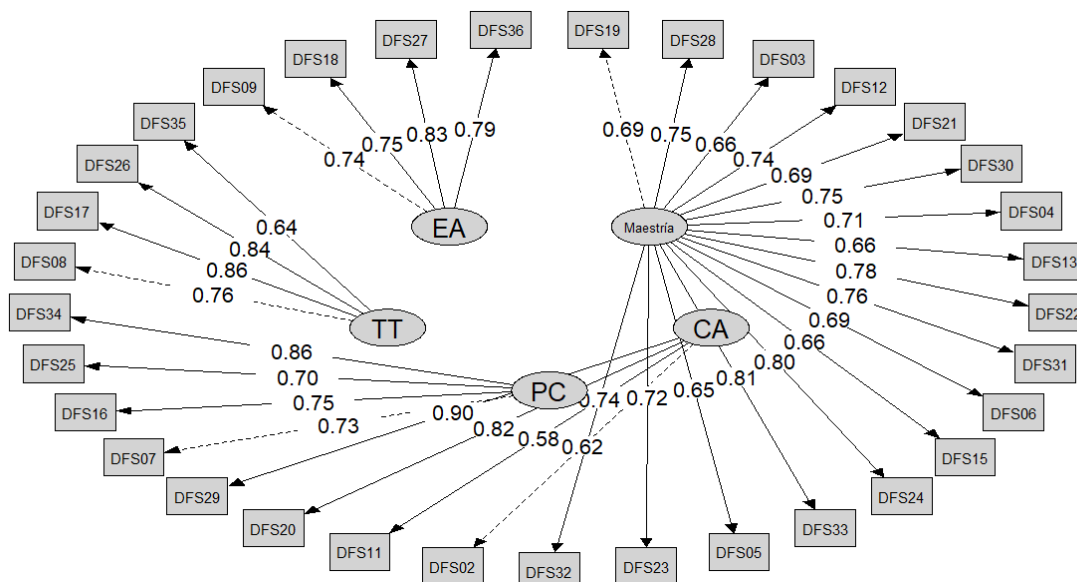
El modelo de primer orden reespecificado mostró adecuada validez convergente, ya que los valores de AVE para todos los constructos resultaron mayores que .50 (ver Tabla 6). Así también, se observó que, para todos los constructos, los valores de AVE resultaron mayores que los valores de MSV y ASV, excepto para el caso del

Tabla 5

Análisis factorial exploratorio con base en la muestra actual (N = 312).

Dimensión	Ítem	Factor					Comunalidades
		Maestría	TT	PC	CA	EA	
RNA	DFS22	.85	-.04	-.01	.11	-.11	.64
SC	DFS06	.78	.00	-.01	-.11	-.10	.53
MC	DFS03	.78	-.03	-.15	-.05	-.14	.54
SC	DFS33	.76	-.01	.03	.09	-.02	.65
MC	DFS30	.75	.00	.06	-.06	.01	.57
SC	DFS24	.74	.04	.04	.05	.06	.67
SC	DFS15	.74	.10	.22	-.08	-.25	.52
RNA	DFS04	.70	-.02	-.08	.01	-.06	.57
MC	DFS21	.69	-.02	.04	.03	.04	.51
RNA	DFS31	.67	-.03	.01	.00	.15	.59
RNA	DFS13	.65	-.02	.04	-.13	-.06	.53
CT	DFS32	.64	.08	-.02	.07	.18	.63
CT	DFS23	.59	.15	-.05	.04	.19	.59
CT	DFS05	.57	.13	-.13	-.08	.16	.46
MC	DFS12	.51	.00	.07	-.03	.09	.65
HD	DFS19	.49	-.08	.08	.19	.09	.50
HD	DFS28	.43	-.07	.04	.20	.18	.61
HD	DFS01	.27	-.12	.04	.07	.22	.31
TT	DFS17	.04	.88	.00	-.11	.05	.76
TT	DFS08	-.02	.79	-.02	.00	-.03	.58
TT	DFS26	.04	.78	-.08	-.09	.18	.69
TT	DFS35	-.09	.55	.01	.18	.09	.46
PC	DFS34	-.02	-.03	.87	-.06	.14	.74
PC	DFS16	.10	.04	.76	-.04	-.10	.60
PC	DFS07	-.07	-.07	.76	-.05	.12	.53
PC	DFS25	.07	-.05	.61	.01	.11	.48
CA	DFS29	.02	-.01	-.08	.94	.10	.80
CA	DFS20	-.05	-.05	.00	.91	.01	.69
CA	DFS02	.24	-.05	-.14	.52	-.01	.41
CA	DFS11	-.03	.03	.00	.43	-.09	.51
CT	DFS14	-.05	.11	.27	.30	-.16	.26
EA	DFS27	.01	.04	.09	.03	.76	.73
EA	DFS36	.07	.11	.05	-.01	.63	.59
EA	DFS09	.06	.08	.01	-.08	.59	.63
EA	DFS18	.16	.20	.05	-.02	.50	.55
HD	DFS10	.32	-.08	-.02	.06	.22	.60
Varianza explicada		25%	7%	7%	7%	7%	

Nota. Las cargas factoriales significativas se muestran en negritas. Dimensiones del flow: balance habilidad-desafío (HD), mezcla de conciencia-acción (CA), metas claras (MC), retroalimentación no ambigua (RNA), concentración en la tarea (CT), sentido de control (SC), pérdida de conciencia (PC), transformación del tiempo (TT) y experiencia autotélica (EA). Maestría: maestría en el juego.

**Figura 4**

Estructura factorial del modelo reespecificado para la escala DFS-2 con coeficientes de regresión estandarizados.

constructo maestría en el juego, donde el valor de AVE resultó menor que el de MSV. Además, las correlaciones entre constructos no resultaron demasiado altas, en tanto el criterio de Fornell-Larcker se cumplió satisfactoriamente para todos los constructos, excepto en el caso de maestría, donde se observó un valor del coeficiente de correlación entre los constructos experiencia autotética y maestría en el juego ligeramente mayor que la raíz cuadrada del AVE correspondiente. De esta forma se concluyó que el modelo de primer orden

reespecificado de la escala DFS-2 mostraba adecuada validez discriminante.

Discusión

En este estudio se evaluaron las propiedades psicométricas de la escala DFS-2 de [Jackson y Eklund \(2002\)](#) en el contexto de videojuegos recreativos con base en una muestra de estudiantes

Tabla 6

Correlaciones entre constructos para el modelo reespecificado de la escala DFS-2.

Constructo	α	CR	AVE	MSV	ASV	Maestría	CA	PC	TT	EA
Maestría	.95	.95	.52	.59	.34	.72				
CA	.81	.83	.55	.35	.24	.59	.74			
PC	.84	.85	.58	.29	.17	.54	.36	.76		
TT	.85	.86	.60	.38	.19	.37	.41	.24	.78	
EA	.86	.86	.61	.59	.38	.77	.56	.48	.62	.78

Nota. Los valores en negritas representan las raíces cuadradas de AVE de los constructos correspondientes. Constructos: maestría en el juego (Maestría), mezcla de conciencia-acción (CA), pérdida de conciencia (PC), transformación del tiempo (TT) y experiencia autotética (EA). Índices: α : coeficiente alfa de Cronbach, CR: coeficiente de confiabilidad compuesta, AVE: varianza media extraída, MSV: varianza compartida máxima, ASV: varianza compartida media.

de una universidad mexicana. Para los modelos originales de primer y segundo orden de la escala, los valores de los índices de ajuste aproximados obtenidos sugirieron un ajuste aceptable de ambos modelos con respecto a los datos de la muestra, de forma similar a los resultados obtenidos en el estudio de validación cruzada realizado por los autores de la escala. Al comparar los índices de ajuste para ambos modelos, se observó un mejor ajuste para el modelo de primer orden.

Los valores de los índices de ajuste para los modelos originales de primer y segundo orden de la escala DFS-2 encontrados en este estudio son similares a los informados en los trabajos de Hamari y Koivisto (2014), Jackson y Eklund (2002) y Procci et al. (2012), y ligeramente inferiores a los informados por Wang et al. (2009). Sin embargo, si se establecen umbrales más estrictos para estos índices, tal como lo proponen Hamari y Koivisto (2014) y Procci et al. (2012), ambos modelos muestran un ajuste pobre.

Por otra parte, aunque la escala mostró adecuada validez convergente, se encontró evidencia de inadecuada validez discriminante. Este resultado contrasta con los presentados en estudios similares, pero realizados en contextos ajenos a los videojuegos, donde se ha encontrado evidencia de adecuada validez convergente y validez discriminante para la escala DFS-2 (Bittencourt et al., 2021; Riva et al., 2017). No obstante, dado que Swann, Crust y Vella (2017) han criticado la validez discriminante de la escala FSS-2, y esta a su vez tiene una estructura similar a la escala DFS-2, cabe la posibilidad de que para ciertos contextos asociados con videojuegos la validez discriminante de la escala DFS-2 no se satisfaga.

La inadecuada validez discriminante sugiere que algunas dimensiones de la escala no difieren suficientemente de otras como para considerarse distintas (Hair et al., 2014). Este fenómeno podría atribuirse a que en el modelo de la

escala DFS-2, Jackson y Eklund (2002) no tomaron en cuenta las relaciones entre las dimensiones del flow (Hamari & Koivisto, 2014). Una conceptualización del flow en el contexto de los videojuegos que considera estas relaciones es la que plantean Hamari y Koivisto (2014), así como Kiili et al. (2012). Estos autores postulan que el flow puede segmentarse en antecedentes y consecuencias.

De acuerdo con Kiili et al. (2012) las dimensiones del flow pueden agruparse en antecedentes, estado de flow y consecuencias. De acuerdo a este enfoque, los antecedentes del flow, también llamados precondiciones del flow (Khoshnoud et al., 2020) agrupan las dimensiones *metas claras*, *sentido de control*, *balance habilidad-desafío*, *retroalimentación no ambigua* y *jugabilidad*. Esta última reemplaza a la dimensión *mezcla de conciencia-acción*, y se utiliza en el contexto del diseño y análisis de videojuegos para “describir la calidad del juego en términos de sus reglas, mecanismos, metas y diseño” (Gonzalez, 2013, p. 92). De igual forma, Hamari y Koivisto (2014) agrupan a las mismas dimensiones, a excepción de la dimensión *jugabilidad* y añadiendo la dimensión *experiencia autotélica*, en un constructo llamado *maestría*, definida como la capacidad del jugador para adquirir las habilidades para desempeñarse en el juego. Así, el constructo maestría representa el antecedente del flow.

En este estudio las intercorrelaciones más altas se encontraron entre las dimensiones propuestas como antecedentes del flow por Hamari y Koivisto (2014) y Kiili et al. (2012), lo cual motivó una reespecificación del modelo original de primer orden de la escala DFS-2 por medio de un AFE y un AFC. De esta forma se identificó un modelo reespecificado de primer orden con cinco dimensiones: (1) transformación del tiempo, (2) pérdida de conciencia, (3) mezcla de conciencia-acción, (4) experiencia autotélica y (5) maes-

tría en el juego.

De manera similar que las propuestas de Procci et al. (2012) y Hamari y Koivisto (2014), la dimensión *maestría en el juego*, que agrupa a los ítems que parecen representar la capacidad del jugador para adquirir las habilidades para un buen desempeño en el juego, representa el antecedente del flow; en tanto que las otras cuatro dimensiones del modelo reespecificado de la escala DFS-2 parecen representar las consecuencias del flow. Este modelo mostró propiedades psicométricas adecuadas, ya que se obtuvo un ajuste aceptable con respecto a los datos de la muestra, similar al encontrado para el modelo original de Jackson y Eklund (2002), así como adecuada validez convergente y validez discriminante.

Los hallazgos de esta investigación, acerca de la segmentación del flow en antecedentes y consecuencias, están en línea con las propuestas de Hamari y Koivisto (2014) y Kiili et al. (2012), y sugieren la necesidad de investigaciones futuras encaminadas a adaptar la escala DFS-2 al idioma español en el contexto de videojuegos y gamificación, con el objetivo de encontrar una estructura factorial que posea propiedades psicométricas adecuadas para medir el flow y las dimensiones que lo conforman. Cabe mencionar que para este estudio no fue posible obtener una segunda muestra para la validación del modelo factorial reespecificado con cinco dimensiones identificado con base en el AFC. De este modo, se propone para futuras investigaciones validar este modelo con muestras adicionales.

Adicionalmente, ya que la escala DFS-2 fue creada como una variante de la escala FSS, desarrollada originalmente para evaluar el estado de flow en actividades físicas y deportivas, se recomienda a los investigadores analizar las propiedades psicométricas de otras escalas, tales como EGameFlow, Game Engagement Questionnaire o GameFlow, de modo que se disponga de opcio-

nes adicionales para la medición del flow en el contexto de los videojuegos y la gamificación en usuarios de habla hispana.

Finalmente, aunque los hallazgos de esta investigación se derivan de una muestra no probabilística, lo cual no permite la generalización de las conclusiones, los resultados obtenidos sugieren que para la evaluación del estado de flow en videojuegos o actividades de gamificación, la escala DFS-2 original muestra adecuada validez de constructo y validez convergente, sin embargo, no muestra adecuada validez discriminante. De acuerdo con Farrel (2010) una solución a la falta de validez discriminante consistiría en combinar las dimensiones o constructos en una sola medida global, en lugar de realizar un análisis dimensión por dimensión. Así, en el contexto de videojuegos y gamificación, la escala DFS-2 original puede ser útil para los investigadores que deseen evaluar el flow como un constructo global, sin necesidad de discriminar en sus nueve dimensiones.

Referencias

- Bittencourt, I. I., Freires, L., Lu, Y., Chalco, G. C., Fernandes, S., Coelho, J., ... & Isotani, S. (2021). Validation and psychometric properties of the Brazilian-Portuguese dispositional Flow Scale 2 (DFS-BR). *PLoS ONE* 16(7), e0253044. doi: [10.1371/journal.pone.0253044](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253044)
- Brockmyer, J. H., Fox, C. M., Curtiss, K. A., McBroom, E., Burkhart, K. M., & Pidruzny, J. N. (2009). The development of the Game Engagement Questionnaire: A measure of engagement in video game-playing. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(4), 624-634. doi: [10.1016/j.jesp.2009.02.016](https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.02.016)
- Calero, A., & Injoque-Ricle, I. (2013). Propiedades psicométricas del Inventario Breve de Experiencias Óptimas (Flow). *Revista Evaluar*, 13(1), 40-55. doi:

10.35670/1667-4545.v13.n1.6796

- Chung, C. H., Shen, C., & Qiu, Y. Z. (2019). Students' acceptance of gamification in Higher Education. *International Journal of Game-Based Learning*, 9(2), 1-19. doi: [10.4018/IJGBL.2019040101](https://doi.org/10.4018/IJGBL.2019040101)
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10, Article 7. doi: [10.7275/jyj1-4868](https://doi.org/10.7275/jyj1-4868)
- Csikszentmihalyi, M. (1975). *Beyond boredom and anxiety*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Csikszentmihalyi, M. (2014). Play and intrinsic rewards. En M. Csikszentmihalyi (Ed.), *Flow and the foundations of positive psychology. The collected works of Mihaly Csikszentmihalyi* (pp. 135-154). Nueva York, NY: Springer. doi: [10.1007/978-94-017-9088-8](https://doi.org/10.1007/978-94-017-9088-8)
- Domínguez, A., Saenz de Navarrete, J., de Marcos, L., Fernández-Sanz, L., Pagés, C., & Martínez-Herráiz, J. J. (2013). Gamifying learning experiences: Practical implications and outcomes. *Computers & Education*, 63, 380-392. doi: [10.1016/j.compedu.2012.12.020](https://doi.org/10.1016/j.compedu.2012.12.020)
- Erhel, S., & Jamet, E. (2019). Improving instructions in educational computer games: Exploring the relations between goal specificity, flow experience and learning outcomes. *Computers in Human Behavior*, 91, 106-114. doi: [10.1016/j.chb.2018.09.020](https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.09.020)
- Farrel, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of Business Research*, 63(3), 324-327. doi: [10.1016/j.jbusres.2009.05.003](https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.05.003)
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: [10.1177/002224378101800104](https://doi.org/10.1177/002224378101800104)
- Fu, F. -L., Su, R. -C., & Yu, S. -C. (2009). EGameFlow: A scale to measure learners' enjoyment of e-learning games. *Computers & Education*, 52(1), 101-112. doi: [10.1016/j.compedu.2008.07.004](https://doi.org/10.1016/j.compedu.2008.07.004)
- García-Calvo, T., Jiménez-Castuera, R., Santos-Rosa-Ruano, F. J., Reina-Vaillo, R., & Cervelló-Gimeno, E. (2008). Psychometric properties of the Spanish version of the Flow State Scale. *The Spanish Journal of Psychology*, 11(2), 660-669. doi: [10.1017/S1138741600004662](https://doi.org/10.1017/S1138741600004662)
- Giasiranis, S., & Sofos, L. (2017). Flow experience and educational effectiveness of teaching informatics using AR. *Educational Technology & Society*, 20(4), 78-88. Recuperado de <http://www.jstor.org>
- Gonzalez, C. (Ed.). (2013). *Student usability in educational software and games: Improving experiences*. Hershey, PA: IGI Global. doi: [10.4018/978-1-4666-1987-6](https://doi.org/10.4018/978-1-4666-1987-6)
- Gutierrez, J. P. (2021). Do game transfer phenomena lead to flow? An investigation of in-game and out-game immersion among MOBA gamers. *Computers in Human Behavior Reports*, 3, Article 100079. doi: [10.1016/j.chbr.2021.100079](https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100079)
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7ª ed.). Harlow, Reino Unido: Pearson Education Limited.
- Hamari, J., & Koivisto, J. (2014). Measuring flow in gamification: Dispositional Flow Scale-2. *Computers in Human Behavior*, 40, 133-143. doi: [10.1016/j.chb.2014.07.048](https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.07.048)
- Hassan, L., Jylhä, H., Sjöblom, M., & Hamari, J. (2020). Flow in VR: A study on the relationships between preconditions, experience and continued use. *Proceedings of the 53rd Hawaii International Conference on System Sciences* (pp. 1196-1205). doi: [10.24251/HICSS.2020.149](https://doi.org/10.24251/HICSS.2020.149)
- Hu, L. -T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Hwang, G. -J., Chiu, L. -Y., & Chen, C. -H. (2015). A contextual game-based learning approach to improving students' inquiry-based learning performance in social studies courses. *Computers & Education*, 81, 13-25. doi: [10.1016/j.compedu.2014.09.006](https://doi.org/10.1016/j.compedu.2014.09.006)
- Jackson, S. A., & Eklund, R. C. (2002). Assessing flow in

- physical activity: The Flow State Scale-2 and Dispositional Flow Scale-2. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 24(2), 133-150. doi: [10.1123/jsep.24.2.133](https://doi.org/10.1123/jsep.24.2.133)
- Jackson, S. A., Eklund R. C., & Martin, A. J. (23 de junio de 2020). *Flow Scales*. Mind Garden. Recuperado de <https://www.mindgarden.com/100-flow-scales>
- Jackson, S. A., & Marsh, H. W. (1996). Development and validation of a scale to measure optimal experience: The Flow State Scale. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 18(1), 17-35. doi: [10.1123/jsep.18.1.17](https://doi.org/10.1123/jsep.18.1.17)
- Joo, Y. J., Oh, E., & Kim, S. M. (2015). Motivation, instructional design, flow, and academic achievement at a Korean online university: A structural equation modeling study. *Journal of Computing in Higher Education*, 27(1), 28-46. doi: [10.1007/s12528-015-9090-9](https://doi.org/10.1007/s12528-015-9090-9)
- Khoshnoud, S., Alvarez-Igarzábal, F., & Wittmann, M. (2020). Peripheral-physiological and neural correlates of the flow experience while playing video games: A comprehensive review. *PeerJ*, 8, e10520. doi: [10.7717/peerj.10520](https://doi.org/10.7717/peerj.10520)
- Kiili, K., de Freitas, S., Arnab, S., & Lainema, T. (2012). The design principles for flow experience in educational games. *Procedia Computer Science*, 15, 78-91. doi: [10.1016/j.procs.2012.10.060](https://doi.org/10.1016/j.procs.2012.10.060)
- Kiili, K., & Lainema, T. (2008). Foundation for measuring engagement in educational games. *Journal of Interactive Learning Research*, 19(3), 469-488. Recuperado de <https://www.learntechlib.org>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Marinho, A., Oliveira, W., Bittencourt, I. I., & Dermeval, D. (2019). Does gamification improve flow experience in classroom? An analysis of gamer types in collaborative and competitive settings. *Brazilian Journal of Computers in Education (Revista Brasileira de Informática na Educação - RBIE)*, 27(2), 40-68. doi: [10.5753/RBIE.2019.27.02.40](https://doi.org/10.5753/RBIE.2019.27.02.40)
- Mesurado, B. (2010). La experiencia de flow o experiencia óptima en el ámbito educativo. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(2), 183-192. Recuperado de <http://revistalatinamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co>
- Montes-González, J. A., Ochoa-Angrino, S., Baldeón-Padilla, D. S., & Bonilla-Sáenz, M. (2018). Videojuegos educativos y pensamiento científico: Análisis a partir de los componentes cognitivos, metacognitivos y motivacionales. *Educación y Educadores*, 21(3), 388-408. doi: [10.5294/edu.2018.21.3.2](https://doi.org/10.5294/edu.2018.21.3.2)
- Moral de la Rubia, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-41. doi: [10.21500/19002386.4119](https://doi.org/10.21500/19002386.4119)
- Prensky, M. (2001). *Digital game-based learning*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Procci, K., Singer, A. R., Levy, K. R., & Bowers, C. (2012). Measuring the flow experience of gamers: An evaluation of the DFS-2. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2306-2312. doi: [10.1016/j.chb.2012.06.039](https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.06.039)
- Revelle, W. (2021). psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research (R package 2.1.9). [Software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rijavec, M., Ljubin-Golub, T., Jurčec, L., & Olčar, D. (2017). Working part-time during studies: The role of flow in students' well-being and academic achievement. *Croatian Journal of Education*, 19. doi: [10.15516/cje.v19i0.2724](https://doi.org/10.15516/cje.v19i0.2724)
- Riva, E. F. M., Riva, G., Talò, C., Boffi, M., Rainisio, N., Pola, L., ... & Inghilleri, P. (2017). Measuring dispositional flow: Validity and reliability of the Dispositional Flow State Scale 2, Italian version. *PLoS ONE*, 12(9), e0182201. doi: [10.1371/journal.pone.0182201](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182201)
- Rodríguez-Ardura, I., & Meseguer-Artola, A. (2017). Flow in e-learning: What drives it and why it matters. *British Journal of Educational Technology*, 48(4), 899-915. doi: [10.1111/bjet.12480](https://doi.org/10.1111/bjet.12480)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)

- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Correction to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Shu-Hui, C., Wann-Yih, W., & Dennison, J. (2018). Validation of EGameFlow: A self-report scale for measuring user experience in video game play. *Computers in Entertainment*, 16(3), 1-15. doi: [10.1145/3238249](https://doi.org/10.1145/3238249)
- Stavrou, N. A., & Zervas, Y. (2004). Confirmatory factor analysis of the flow state scale in sports. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 2(2), 161-181. doi: [10.1080/1612197X.2004.9671739](https://doi.org/10.1080/1612197X.2004.9671739)
- Swann, C., Crust, L., & Vella, S. A. (2017). New directions in the psychology of optimal performance in sport: Flow and clutch states. *Current Opinion in Psychology*, 16, 48-53. doi: [10.1016/j.copsyc.2017.03.032](https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.03.032)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6^a ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson.
- Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's Alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273-1296. doi: [10.1007/s11165-016-9602-2](https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2)
- Wang, C. K. J., Liu, W. C., & Khoo, A. (2009). The psychometric properties of Dispositional Flow Scale-2 in internet gaming. *Current Psychology*, 28(3), 194-201. doi: [10.1007/s12144-009-9058-x](https://doi.org/10.1007/s12144-009-9058-x)
-