

## Propiedades psicométricas de la escala WP-FootballTeams sobre motivos de uso de páginas web

### Psychometric properties of the WP-FootballTeams scale on websites use reasons

\*Antonio Fernández-Martínez, \*\*David Falcón Miguel, \*\*Raquel Pérez-Ordás, \*\*\*Román Nuviala Nuviala,

\*Alberto Nuviala Nuviala

\*Universidad Pablo de Olavide (España), \*\* Universidad de Zaragoza (España), \*\*\* Universidad de Cádiz (España)

**Resumen.** Las organizaciones deportivas pueden tener una relación más cercana con sus seguidores y aprender de ellos a través de sus interacciones sociales en comunidades virtuales. El objetivo fue constatar la validez, fiabilidad y estructura factorial de la escala de motivos de uso de páginas web de equipos de fútbol. Tras los análisis factoriales confirmatorios se obtuvo un cuestionario reducido compuesto por siete dimensiones, con 21 ítems, con una gran proporción de varianza explicada y fiabilidad alta. Estos resultados constataron que se trataba de un instrumento fiable y válido, acreditándolo como útil para la gestión y la investigación, con una fácil puesta en práctica, pudiendo ser utilizado de forma periódica por los responsables de las organizaciones deportivas, permitiendo la comparación entre éstas. Los resultados han permitido presentar una herramienta capaz de conocer los motivos por los que las personas aficionadas al fútbol utilizaban las páginas web de los equipos.

**Palabras clave:** Escala, motivos, webs, fútbol, aficionados.

**Abstract.** Sports organizations may have a closer relationship with their fans and learn from them through their social interactions in virtual communities. The aim was to test the validity, reliability and factor structure of the scale of reasons for using football team websites. The confirmatory factor analyses resulted in a reduced questionnaire composed of seven dimensions, with 21 items, a high proportion of explained variance and high reliability. These results showed that it was a reliable and valid instrument, accrediting it as useful for management and research, easy to implement, and can be used periodically by those in charge of sports organizations, allowing for comparison between them. The results have made it possible to present a tool capable of finding out the reasons why football fans use the teams' websites.

**Keywords:** Scale, reasons, websites, football, fans.

### Introducción

El fútbol es una actividad deportiva muy popular para millones de hombres y mujeres en todo el mundo (Carbonell et al., 2021), suscitando interés en más del 40% de la población (Nielsen Sports, 2018). El deporte actual y el fútbol especialmente, no se entienden sin los nuevos avances tecnológicos, internet y las redes sociales, afectando al consumo del entretenimiento (Ballesteros-Herencia, 2021; Funk et al., 2012; Tejedor, Cervia y Vecino, 2020; ). Así, en un entorno de mercado competitivo como el actual, las empresas y organizaciones, sean o no deportivas, tratan de conseguir una posición de privilegio frente a sus competidores (Gálvez-Ruiz et al., 2018). Las redes sociales y las páginas web son soportes cada vez más utilizados y efectivos para llegar

a clientes potenciales y/o aficionados (Hsu et al., 2012). Al principio los sitios web transmitían todo tipo de información de forma unidireccional (Filo et al., 2009), pero actualmente los usuarios han dejado de ser meros espectadores de contenidos y han pasado a ser sujetos activos de la web, interactuando directamente en ella y compartiendo conocimiento con otras personas (Chen et al., 2011; Hollenbeck y Kaikati, 2012). Este hecho convierte a los dominios web en una herramienta fundamental para aumentar el rendimiento y maximizar los beneficios de las organizaciones (Scholl y Carlson, 2012).

En un sistema deportivo cada vez más complejo, comercializado e internacionalizado (Bauer et al., 2005), los equipos deportivos profesionales dependen cada vez más de sus entradas web para conectarse e interactuar con sus seguidores y/o aficionados, tanto a nivel local como global (Scholl y Carlson, 2012). Según estos autores, existe una relación recíproca entre el rendimiento de su equipo y consumo por parte del seguidor: a mayores éxitos mayor es el consumo de los aficionados, y cuanto mayor sea el consumo de sus fans, el equipo ten-

---

Fecha recepción: 29-10-21. Fecha de aceptación: 20-03-22

Antonio Fernández-Martínez  
afermar1@upo.es

drá mayores beneficios. Un buen ejemplo de ello son las investigaciones que utilizan el big data para predecir los espectadores de un partido de fútbol: a mayor importancia del partido, mayor número de espectadores, índice de audiencia e interacciones en internet (Egebjerg et al., 2017). Por tanto, cada vez es más frecuente ver cómo las organizaciones deportivas, dentro de su estrategia de gestión, prestan gran cuidado a los servicios de atención al cliente o aficionado (MacIntosh y Doherty 2007). A través de las webs, los fans pueden compartir o buscar información, enviar sugerencias, opiniones o críticas constructivas, interactuando con sus pares y aprender a través de sus interacciones. Estas son una fuente de valor para las organizaciones, ya que producen capital social y las empujan al desarrollo organizacional (Hajli y Hajli, 2013). Un uso poco profesional de los medios de comunicación en línea y tradicionales puede implicar una baja conexión entre un equipo y sus fans (Egebjerg et al., 2017), desperdiciando los beneficios que potencialmente se podrían obtener.

Principalmente las investigaciones en torno a las páginas webs se han centrado en el análisis de sus contenidos, la calidad de éstas, su accesibilidad o transparencia informativa (Aranda, 2016; De la Torre et al., 2014; Gutiérrez-Ponce et al., 2018; Melani y Parada, 2020); siendo escasas las investigaciones sobre motivos de uso. Así, Abramek et al. (2019) analizaron el complejo problema de la sinergia de las expectativas de los destinatarios de los contenidos web (usuarios) con las expectativas de los creadores de contenidos (editores), centrándose sobre las razones de los usuarios para bloquear los anuncios en la web. Por su parte Kaye y Johnson (2004) examinaron los motivos para utilizar la web, para obtener información política y para determinar si las actitudes políticas, la experiencia en Internet y las características personales predicen las motivaciones del uso de Internet.

Hasta la fecha, no hemos hallado un instrumento que mida los motivos de usos de páginas webs de fútbol. Identificar los motivos de visita de la web por parte del usuario, permitiría establecer diferencias en cuanto a elementos relacionados con la calidad del servicio web (Sánchez-Franco y Villarejo-Ramos, 2004). Por ello, el objetivo del estudio fue validar un cuestionario para usuarios de páginas web de equipos de fútbol, con el fin de conocer los motivos de uso de las páginas webs de los equipos. Conocer los motivos de uso, permitirá, además de analizar las necesidades de los usuarios en el uso de este medio de comunicación, que los clubes de fútbol dispongan de una información de sus seguidores, con

el fin de poder modificar su producto en base a un análisis científico.

## **Método**

### ***Participantes***

Los participantes en este estudio fueron un total de 304 seguidores de varios clubes de fútbol españoles de primera división, seleccionados al azar. Como criterio de inclusión se estableció ser seguidor de algún equipo de primera división en la temporada 2018-2019, entendiendo este como persona que durante la temporada se ha interesado por un determinado equipo, ya sea viendo partidos o informándose por diferentes medios de comunicación o redes sociales. La edad media fue de  $25.03 \pm 14.19$  de los que un 70.4% eran hombres. Estudios superiores poseía el 41.2%, siendo el 64.75% solteros. Socios de los clubes eran el 57.23%.

### ***Procedimiento***

El trabajo de campo se realizó mediante un cuestionario autoadministrado con presencia física del encuestador, durante los meses de febrero y marzo de 2019, previamente formado en esta técnica de recogida de datos. El tiempo invertido en la realización fue de unos 5 minutos. Previamente se obtuvo el consentimiento informado de los participantes, los cuales no obtuvieron ningún tipo de gratificación por su participación. En el diseño se ha tenido en cuenta la normativa legal vigente española que regula protección de datos de carácter personal (Ley de protección de datos personales y garantía de los derechos digitales, 2018). También fueron respetados los principios fundamentales establecidos en la Declaración de Helsinki (revisión de 2013, Brasil).

### ***Instrumento***

La escala de motivos de uso de páginas web de equipos de fútbol permite conocer las razones por las que los seguidores de estos equipos utilizan esta herramienta de comunicación. La versión preliminar de la escala, elaborada tras un trabajo cualitativo que sigue las normas establecidas por Carretero-Dios y Pérez (2005) sobre la construcción de instrumentos de investigación. Para la selección de los ítems, una vez definidas las dimensiones (información mundo del fútbol; interés de la página; comunicación con otras personas; evadirse de problemas personales; ocupación del tiempo libre; fan de un equipo; compras; táctica, estrategia y reglamento), se seleccionaron un listado de cuestiones en función

de su relevancia en cuanto al contenido y de su viabilidad de aplicación, sin olvidar que son una concreción operativa de estas (Rubio et al., 2003). El número de ítems fue de 31.

Con objeto de asegurar tanto la validez de contenido como la aplicabilidad del instrumento esta primera versión fue sometida a un doble proceso de depuración: 1) juicio de expertos (todos y todas ellas con el título de Doctor/a en Ciencias del Deporte y especialista en investigación social aplicada a las Ciencias del Deporte), donde siete participantes analizaron la adecuación de los ítems con la dimensión que evaluaban mediante una escala Likert de siete puntos, se utilizó el acuerdo interjueces para eliminar o depurar los ítems más problemáticos; 2) Estudio piloto de 30 participantes con el objeto de depurar los ítems que más problemas de comprensión generaban o que presentaban erratas en su formulación. Los 31 ítems iniciales superaron dicho proceso y fueron utilizados (Tabla 1).

### Análisis de datos

En primer lugar, se efectuó un análisis estadístico de los ítems. Se calculó media, desviación típica, asimetría, curtosis, coeficiente de correlación ítem-total y fiabilidad si se elimina el ítem. Posteriormente se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) mediante el análisis de componentes principales y rotación Varimax. La adecuación de la matriz para realizar el AFE fue testada mediante el test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la Prueba de Esfericidad de Bartlett. Se calculó posteriormente la fiabilidad del instrumento resultante mediante el coeficiente alfa de Cronbach. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon otros dos indicadores derivados del análisis factorial (Barbero, Vila y Suárez, 2003) como son la Theta ( $\theta$ ) de Carmines (Carmines y Zeller, 1979) y la Omega ( $\Omega$ ) de Heise y Bohrnstedt (1970).

A continuación, se realizó un análisis factorial confirmatorio. El método utilizado fue el de estimación robusta de máxima verosimilitud. Para evaluar la bondad del ajuste, se revisaron los siguientes indicadores: Chi-cuadrado dividido por grados de libertad ( $\chi^2/df$ ); Índice de bondad de ajuste (GFI);

Raíz cuadrada del error medio cuadrático (RMSEA); Índice de Tucker-Lewis (TLI); Índice de ajuste Comparativo (CFI); Índice de ajuste Incremental (IFI) (Hair et al., 2006; Marôco, 2010). Además, con el objeto de seguir las indicaciones de Byrne (2001) se adjunta el criterio de información de Aiken (AIC) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI). A continuación, se calculó la invarianza factorial con el objeto de comprobar la estabilidad del modelo en diferentes poblaciones. Para concluir se comprobó la validez convergente mediante el cálculo de correlaciones, Varianza Media Extraída (AVE) y la Fiabilidad Compuesta (FC) de cada uno de los factores. Los análisis estadísticos de este trabajo se llevaron a cabo utilizando los paquetes estadísticos SPSS 21 y AMOS 21.

## Resultados

### Análisis estadístico de los ítems

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de los ítems. Los valores de correlación ítem-total fueron iguales o superiores a .35. Se pudo observar que los índices de asimetría y curtosis estaban por debajo del valor 1.96, lo que indicaba semejanza con la curva normal. Estos resultados nos permitieron utilizar técnicas factoriales que se realizaron a continuación. La fiabilidad de la escala evaluada con alfa de Cronbach fue de .940.

Tabla 1

Media (M), desviación típica (DT), Asimetría, Curtosis, correlación ítem-total (R IT-c) y alfa si algún ítem es eliminado ( $\alpha$  sin ítem) de los 31 ítems iniciales

	M	D.T.	Asimetría	Curtosis	R IT-c	$\alpha$ sin ítem
V1 Proporciona un rápido y fácil acceso a gran cantidad de información deportiva	5.04	1.517	-.775	.281	.484	.939
V2 Presenta mucha información sobre fútbol	5.05	1.628	-.700	-.208	.401	.939
V3 Permite conocer cosas que ocurren en el mundo del fútbol	4.38	1.718	-.312	-.780	.434	.939
V4 La uso porque es apasionante.	3.56	1.610	.148	-.665	.685	.937
V5 La uso porque es atractiva.	3.95	1.625	-.129	-.632	.633	.937
V6 La uso porque es divertida.	3.47	1.623	.197	-.610	.689	.937
V7 Me hace sentir miembro del equipo.	4.10	1.915	-.147	-1.098	.601	.937
V8 Me hace sentir acompañado.	3.11	1.849	.480	-.859	.614	.937
V9 Me permite conocer a otras personas.	2.35	1.719	1.134	.206	.561	.938
V10 Me permite evadirme de la realidad.	2.74	1.770	.725	-.522	.643	.937
V11 Me relaja y me ayuda a olvidar problemas diarios.	3.03	1.868	.462	-1.045	.663	.937
V12 Me facilita olvidar cuestiones del trabajo.	3.12	1.932	.406	-1.114	.625	.937
V13 Me ayuda a tener ocupado mi tiempo.	3.66	1.886	.007	-1.176	.601	.937
V14 La utilizo para pasar el rato, concretamente cuando estoy aburrido.	4.34	1.975	-.352	-1.113	.359	.940
V15 Lo hago durante mi tiempo libre.	4.88	1.818	-.705	-.434	.440	.939
V16 Uso el sitio Web del equipo es porque me considero un apasionado del fútbol.	4.79	1.922	-.614	-.729	.623	.937
V17 Uso el sitio Web del equipo es porque me considero un gran aficionado al fútbol en general.	4.78	1.956	-.654	-.739	.631	.937
V18 Uso el sitio Web del equipo es porque pienso que soy un gran aficionado de mi equipo de fútbol.	5.13	1.857	-.886	-.228	.556	.938
V19 Uso el sitio Web del equipo es porque es el equipo que estoy interesado en seguir	5.55	1.688	-1.258	.916	.457	.939
V20 Es importante para apoyar a mi equipo favorito.	4.36	1.965	-.313	-.946	.621	.937
V21 Usando el sitio Web del equipo demuestro mi afición por el fútbol en general.	3.77	1.992	.054	-1.202	.659	.937
V22 Porque puedo expresarme a través de sus diferentes canales de comunicación (mensajes en foros, chat...).	2.92	1.899	.621	-.802	.628	.937
V23 Porque puedo mostrar mi propia opinión a través de sus diferentes canales de comunicación (mensajes en foros, chat...).	2.94	1.890	.590	-.871	.662	.937
V24 Porque disfruto interactuando con otros aficionados en la Web.	2.64	1.798	.836	-.434	.632	.937
V25 Para hacer compras en la Web del equipo.	3.06	2.018	.534	-1.007	.484	.939
V26 Cuando quiero comprar una entrada para un partido.	3.60	2.235	.147	-1.461	.358	.941
V27 Para encontrar entradas rebajadas	3.23	2.154	.406	-1.294	.409	.940
V28 Porque es un buen sitio para comprar regalos.	2.88	1.909	.604	-.899	.553	.938
V29 Porque quiero conocer los aspectos técnicos y tácticos de mi equipo.	4.03	2.021	-.208	-1.233	.601	.937
V30 Porque quiero conocer el reglamento del fútbol.	2.68	1.832	.744	-.670	.603	.937
V31 Porque quiero conocer los aspectos estratégicos del fútbol.	3.03	1.963	.547	-.943	.643	.937

### Análisis de la estructura interna

Para conocer la estructura factorial de la escala de evaluación de motivos de uso de la página web de equipos de fútbol, se realizó un análisis factorial exploratorio sobre los 31 ítems resultantes del análisis estadístico. Antes de realizar el análisis, se calculó la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Bartlett. El índice KMO mostró un valor de .896 y el test de Bartlett resultó estadísticamente significativo ( $\chi^2_{465} = 6751.223$ ;  $p < .001$ ), lo que llevó a concluir que la aplicación del análisis factorial resultaba pertinente. Los factores conjuntamente explican un 73.9% de la varianza (Tabla 2).

Tabla 2  
Estructura factorial rotada, communalidades, pesos factoriales, autovalores, alfa de Cronbach y porcentaje de varianza explicada por cada factor.

	1	2	3	4	5	6	7	Extracción	Pesos factoriales
V18	.848							.792	.74
V19	.825							.730	.64
V17	.814							.776	.90
V16	.785							.745	.87
V20	.688							.649	.64
V21	.620							.635	.68
V23		.852						.873	.98
V22		.851						.849	.94
V24		.788						.813	.87
V9		.618						.638	.55
V5			.732					.751	.82
V6			.716					.764	.94
V8			.654					.685	.67
V7			.652					.679	.51
V4			.645					.767	.88
V13				.782				.750	.80
V12				.761				.809	.91
V14				.753				.628	.49
V11				.687				.771	.93
V10				.551				.732	.83
V15				.523				.505	.35
V27					.869			.793	.83
V26					.861			.772	.79
V25					.807			.745	.87
V28					.730			.689	.79
V2						.826		.761	.89
V3						.766		.687	.75
V1						.734		.696	.64
V31							.823	.883	.94
V30							.783	.822	.90
V29							.719	.719	.73
% Varianza explicada	14.49	11.51	11.24	10.70	10.01	8.213	7.725	73.90	
Autovalor	11.53	3.20	2.37	1.69	1.59	1.34	1.15		
Alfa de Cronbach	.912	.905	.884	.875	.875	.823	.868	.940	

1= Fan de Club; 2= Comunicación con otras personas; 3= Interés que tiene; 4= Ocio; 5= Compras; 6= Información mundo fútbol; 7= Táctica/Estrategia

### Fiabilidad

La fiabilidad del instrumento resultante fue medida con alpha de Cronbach, obteniéndose un valor de .940 para los 31 ítems. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon otros dos indicadores derivados del análisis factorial como son la Theta ( $\Theta$ ) de Carmines (Carmines y Zeller, 1979) y la Omega ( $\Omega$ ) de Heise y Bohrnstedt (1970). Para los datos con los que trabajamos  $\Theta$  alcanzó un valor de .943 y  $\Omega$  de .975.

### Análisis Factorial Confirmatorio e Invarianza Factorial

Para comprobar que la escala seguía la estructura

factorial esperada, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio mediante el programa AMOS 21. Los parámetros fueron estimados mediante el método de máxima verosimilitud. Para evaluar la adecuación de los modelos sometidos a prueba (modelo extraído del análisis factorial exploratorio y modelo resultante tras seguir las directrices de los índices de modificación propuestos por el programa estadístico) se optó por la valoración conjunta de un grupo de índices. El modelo original, conformado por 7 factores y 31 ítems no presentó índices de ajuste adecuados. Se eliminaron los ítems con una carga factorial menor, con el objeto de conseguir un modelo con un mejor ajuste. Se eliminaron los ítems: 19, 20, 21, 7, 8, 9, 12, 14, 15 y 26. Las cargas factoriales de los ítems restantes se encuentran entre los valores .73 y .94. En la Tabla 3 se recoge la información proporcionada por los índices de ajuste utilizados, tanto de la escala original, extraída del análisis factorial exploratorio, como del modelo modificado, compuesto por 7 factores y 21 ítems. La fiabilidad del instrumento resultante fue de .923.

Tabla 3  
Indicadores de ajuste análisis factoriales confirmatorios.

Escala	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI	AIC	ECVI	$\chi^2$	Gl	$\chi^2/gl$
Modelo original	.093	.737	.850	.830	.849	1668.712	5.507	1502.712	413	3.639
Modelo modificado	.060	.901	.962	.951	.961	475.383	1.569	347.383	167	2.080

Posteriormente se analizó la invarianza de esta estructura factorial a través del análisis multigrupo. Se dividió la población en dos grupos al azar, uno con el 52% de los participantes. Se trataba de comprobar que no hubiera diferencias significativas entre un modelo sin invarianza y diferentes modelos con invarianza en algunos parámetros. En la Tabla 4 aparecen los índices de ajuste para los cuatro modelos comparados en el análisis de invarianza. En el análisis se encontraron diferencias significativas en chi cuadrado entre los modelos. Es necesario añadir que el  $\Delta CFI$  entre los modelos era muy pequeño por lo que se pudo sugerir que la estructura del modelo es invariante.

Tabla 4  
Estadísticos de ajuste para los modelos de la escala de motivos de uso de páginas web de equipos de fútbol. Comparación entre modelos usando el modelo 1 como correcto.

Modelo	$\chi^2$	Gl	$\chi^2/gl$	CFI	RMSEA	Dif. GL	Dif $\chi^2$	p
Modelo 1	580.965	336	1.729	.948	.049			
Modelo 2	607.423	350	1.735	.946	.049	14	26.457	.023
Modelo 3	642.272	378	1.699	.944	.048	42	61.306	.027
Modelo 4	674.594	399	1.691	.942	.048	63	93.628	.007

Modelo 1 que no tiene restricciones de ningún tipo. Modelo 2 tiene restricciones en el peso de medida. Modelo 3 tiene restringidos los pesos de medida y covarianzas. Modelo 4 tiene restricciones en los pesos de medida, covarianzas y residuos de medida.

### Validez convergente

La validez convergente fue calculada por los coeficientes de correlación de Pearson entre los factores que

conforman la escala. El resultado mostró una correlación significativa entre los factores que componían el instrumento, lo que demostró la existencia de este tipo de validez. Una segunda evidencia de validez convergente se determinó con el índice de fiabilidad y el promedio de varianza extractada AVE. Los valores obtenidos fueron, para la fiabilidad,  $>.6$ , y para el AVE,  $>.5$  (Tabla 5).

Tabla 5  
Factores e ítems por factor. Correlaciones entre los factores de la escala, alfa de Cronbach (en la diagonal), Varianza Media Extraída (AVE) y Fiabilidad Compuesta (FC).

Factor	Ítems	1	2	3	4	5	6	7	AVE	FC
1. Fan del club	V16									
	V17	(.915)	.334**	.490**	.383**	.277**	.454**	.425**	.78	.91
	V18									
2. Comunicación con otras personas	V22									
	V23		(.933)	.473**	.505**	.471**	.286**	.534**	.83	.93
	V24									
	V4									
3. Interés que tiene	V5			(.902)	.541**	.401**	.508**	.535**	.75	.90
	V6									
4. Ocio	V10									
	V11				(.875)	.357**	.286**	.535**	.71	.88
	V13									
5. Compras	V25									
	V27					(.849)	.210**	.431**	.65	.84
6. Información mundo del fútbol	V28									
	V1									
	V2						(.823)	.330**	.61	.83
	V3									
7. Táctica estrategia	V29									
	V30							(.868)	.70	.87
	V31									

\*\* Correlación significativa al nivel  $p < .01$  (bilateral).

## Discusión

El objetivo de este artículo es constatar la validez, fiabilidad y estructura factorial de la escala de motivos de uso de páginas web de equipos de fútbol. Tras el diseño cualitativo de los ítems, según el procedimiento descrito por Carretero-Dios y Pérez (2005), que tuvo tres momentos diferentes: diseño del instrumento, confección de un grupo de expertos para constatar la idoneidad y congruencia de los ítems, y estudio piloto; se procedió al análisis cuantitativo de los ítems resultantes. Este tratamiento tiene como fin garantizar la capacidad de poner de manifiesto las diferencias existentes entre los individuos. Por ello, el objetivo es conseguir un grupo de ítems que maximice la varianza del test, seleccionando aquellos con un elevado poder de discriminación, alta desviación típica y con puntuaciones medias de respuesta situadas en torno al punto medio de la escala (Bollen y Long, 1993; Carretero-Dios y Pérez, 2005; Nunnally y Bernstein, 1995).

La puntuación media de los ítems estaba alrededor del punto medio de la escala ( $3.74 \pm 1.85$ ) y la desviación típica de los ítems, superior a uno, lo que demuestra la normalidad de los resultados según Carretero-Dios y Pérez (2005). A ello hay que añadir que los valores de asimetría y curtosis fueron inferiores a dos, lo que significa una distribución normal univariada de los

datos (Bollen y Long, 1993). Para calcular la discriminación de los ítems se recurrió al coeficiente de correlación corregido entre la puntuación en el ítem y la total. Este procedimiento buscaba aumentar la consistencia interna de la escala. Se consideraron adecuados valores mayores o iguales a  $.35$ , criterio propuesto por diversos autores (Cohen y Manion, 2002; Nurosis, 1993) y superior al establecido por Thorndike (1989) o Nunnally y Bernstein (1995). Con ello se pretendía suprimir aquellos ítems que generen respuestas demasiado unánimes y poco discriminativas (Streiner y Norman, 1995). El resultado fue la no eliminación de ningún ítem de la escala propuesta. La fiabilidad de la misma se midió con el alfa de Cronbach, obteniéndose un valor excelente. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon otros dos indicadores derivados del análisis factorial, como son la Theta ( $\Theta$ ) de Carmines (Carmines y Zeller, 1979) y la Omega ( $\Omega$ ) de Heise y Bohrnstedt (1970), siendo ambos coeficientes superiores a alfa de Cronbach. Los resultados obtenidos confirman el supuesto  $\alpha \text{ d}^{\text{TM}} \theta \text{ d}^{\text{TM}} \Omega$ , lo que demuestra una buena fiabilidad del instrumento.

Una vez que los ítems seleccionados pasaron los filtros iniciales, el objetivo siguiente era comprobar cómo se agrupaban empíricamente. En este momento la meta fue explorar la estructura interna de la escala, su dimensionalidad o forma de agruparse los ítems (Elosua, 2003). Para comprobar la agrupación se utilizó el análisis factorial exploratorio. Dicho análisis proporcionó los agrupamientos de las variables que componen el cuestionario en función de criterios matemáticos basados en la correspondencia entre estos para que posteriormente sean interpretados. El análisis factorial exploratorio sólo agrupa correlaciones similares, pero esta agrupación puede ser debida a más elementos que los propiamente conceptuales. Se procedió a valorar la estructura interna mediante un análisis factorial exploratorio tomando como base el criterio de Kaiser (Costello y Osborne, 2005), mediante el procedimiento de rotación Varimax, a pesar de que se aconseja para casos en que los factores no están relacionados. Se optó por este, debido al interés teórico de separar, en la medida de lo posible, los factores resultantes, a pesar de constatar la relación de los factores (Carretero-Dios y Pérez, 2007).

Previo a una correcta aplicación del análisis factorial exploratorio es necesario contrastar que los ítems deben encontrarse relacionados entre sí, es decir, la matriz de correlaciones debe ser tal que puedan localizarse agrupamientos relevantes entre variables. Por ello, es necesario realizar antes de la aplicación del análisis,

el cálculo de unos estimadores que aseguren que la matriz de correlaciones es la apropiada (Cortina, 1993), siendo las pruebas de elección la de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). El resultado de estas pruebas dio la pertinencia del proceso al presentar un valor alto.

El resultado fue la extracción de siete factores (fan del equipo; comunicación otras personas; interés de la página; ocio; compras; información mundo del fútbol; táctica y estrategia), lo que ha permitido comprobar y reforzar la configuración de la escala de acuerdo al modelo teórico propuesto inicialmente conformado por ocho dimensiones (información mundo del fútbol; interés de la página; comunicación con otras personas; evadirse de problemas personales; ocupación del tiempo libre; fan de un equipo; compras; táctica, estrategia y reglamento). Solamente ha desaparecido una dimensión del total de dimensiones iniciales, surgiendo una nueva dimensión, ocio, que agrupa cuestiones relativas al uso del tiempo libre. Todo ello con una varianza explicada del 73,9%. Debe destacarse que la varianza explicada está por encima del 60%, límite teórico establecido como límite inferior en Ciencias Sociales (Hair, et al., 2006; Henson y Roberts, 2006). Resultado que puede considerarse muy positivo al ser superior a ese porcentaje. Mediante el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach se estimó la consistencia interna para cada factor como medida de su fiabilidad (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995), estando comprendida su fiabilidad entre .823 y .912, lo que prueba una excelente consistencia interna.

A continuación, para comprobar la estructura factorial de la escala, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio. Los parámetros fueron estimados mediante el método de máxima verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (2004). Para evaluar la adecuación del modelo sometido a prueba (modelo extraído del análisis factorial exploratorio) se optó por la valoración conjunta de un grupo de índices. Fueron seleccionados algunos de los índices de ajuste más utilizados, considerándose aceptables valores en el caso del GFI, IFI, TLI y CFI, por encima de .90 y en el caso del RMSEA, entre .05 y .08. Por su parte, los valores y en el cociente entre  $\chi^2$  y los *gl*, un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.00 y las ratios por debajo de 2.00 se considerarán como indicadores de un muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5.00 son considerados como aceptables (Bollen, 1990; Hu y Bentler, 2009; MacCallum et al., 2001; Yuan, 2005). El modelo original no obtuvo resultados aceptables en los

índices de ajuste, por lo que fue necesario realizar una corrección del mismo siguiendo las directrices que el programa estadístico facilitó. El modelo final compuesto por 7 factores y 21 ítems presentó unos correctos índices de ajuste. Además, los valores AIC y ECVI fueron inferiores en el modelo corregido respecto al original, lo que demuestra un mejor ajuste. La fiabilidad del instrumento resultante fue de .923 medida con alfa de Cronbach.

Se analizó de igual manera la invarianza de la estructura factorial a través del análisis multigrupo siguiendo las recomendaciones de Abalo, Lévy, Rial y Varela (2006). Para ello se dividió el grupo en dos subgrupos al azar, estando el primero conformado por el 52% de los usuarios de páginas web de equipos de fútbol. Se trataba de comprobar que no hubiera diferencias significativas entre un modelo sin invarianza y diferentes modelos con invarianza en algunos parámetros. Se encontraron diferencias significativas en chi cuadrado entre el modelo sin restricciones (Modelo 1) y el resto de los modelos. No obstante, dado que el coeficiente chi cuadrado es sensible al tamaño de la muestra, se empleó también el criterio establecido por Cheung y Rensvold (2002) respecto al  $\Delta$ CFI. Según estos autores, valores de  $\Delta$ CFI inferiores o iguales a -.01 indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de la invarianza. Los valores de  $\Delta$ CFI encontrados en este estudio, en la comparación del modelo sin restricciones con el resto de los modelos, sugieren que la estructura factorial de la escala es invariante.

La validez convergente se determinó por las correlaciones entre los factores de la escala de motivos de uso de páginas web de equipos de fútbol a través del coeficiente de Pearson. Las correlaciones entre ellos son positivas, moderadas y están significativamente relacionadas, lo que demuestra este tipo de validez, ya que los resultados manifiestan que se trata de constructos similares, pero conceptualmente diferentes. Siguiendo el criterio de Luque (2000), por el cual ninguna de las correlaciones es mayor que .9, viene a corroborarse la existencia de este tipo de validez. Una segunda prueba de validez convergente del instrumento viene determinada con el índice de fiabilidad y el promedio de varianza extractada AVE. Los valores aceptables son, para la fiabilidad  $> .6$  y, para el AVE  $> .5$  (Bagozzi y Yi, 1988; Fornell y Larcker, 1981), criterios que cumple la escala con lo que queda demostrada la validez.

Como principal limitación de este estudio, se puede considerar el tamaño de la población objeto de estudio. Por ello, en próximas investigaciones sería interesante

contar con una población mayor que pudiera corroborar la representatividad de los resultados obtenidos.

## Conclusión

Los resultados permiten presentar una herramienta capaz de conocer los motivos por los que los seguidores y aficionados al fútbol utilizan las páginas web de los equipos. Tras los análisis factoriales confirmatorios se ha obtenido un cuestionario reducido compuesto por siete dimensiones, con 21 ítems, con una gran proporción de varianza explicada y fiabilidad alta. Estos resultados llevan a afirmar que se trata de un instrumento fiable y válido, lo que lo acredita como útil para la gestión y la investigación, con una fácil puesta en práctica, pudiendo ser utilizado de forma periódica por los responsables de las organizaciones, permitiendo la comparación entre estas.

## Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. In J. Lévy (Ed.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 259-278). Netbiblo.
- Abramek, E., Soltysik-Piorunkiewicz, A., & Strzelecki, A. (2019). Technical and social reasons for blocking web advertising in the context of sustainable development of E-Business. In R. Matulevičius, R. Buchmann, V. Ūepa, M. Kirikova, K. Sandkuhl, & M. Pańkowska (Eds.), *Joint Proceedings of the BIR 2019 Workshops and Doctoral Consortium*, (pp. 39-50). CEUR-WS. <http://ceur-ws.org/Vol-2443/paper04.pdf>
- Aranda, M. I. F. (2016). Evaluación de calidad de páginas web sobre obstetricia y ginecología para las gestantes de atención primaria. *Matronas profesión*, 17(4), 149-156.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the academy of marketing science*, 16(1), 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Ballesteros-Herencia, C. A. (2021). La interacción con las redes sociales de los clubes españoles de fútbol. *Index. Comunicación*, 11(1), 11-33. <https://doi.org/10.33732/ixc/11/01Lainte>
- Barbero García, M. I., Abad, E., & Suarez-Falcón, J. C. (2003). *Psicometría*. Madrid: Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED), 329.
- Bauer, H. H., Sauer, N. E., & Schmitt, P. (2005). Customer based brand equity in the team sport industry. *European Journal of Marketing*, 39 (5/6), 496-513. <https://doi.org/10.1108/03090560510590683>
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107, 256-259. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.256>
- Bollen, K. A., & Long, J. S. (1993). *Testing structural equation models*. (Vol. 154). Sage Publications.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Carbonell, N., Hernández-Prados, M., R. Sarmiento, B., González, E., Aguaded, M., & Álvarez, J. (2021). Funciones ejecutivas y rendimiento futbolístico. Diseño y evaluación de un programa de intervención (Executive functions and football performance. Design and evaluation of an intervention program). *Retos*, 42, 306-315. <https://doi.org/10.47197/retos.v42i0.86684>
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment* (Vol. 17). Sage. <https://doi.org/10.4135/9781412985642>
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical Health Psychology*, 5(3), 521-551, 7(3), 863-882.
- Chen, J., Xu, H., & Whinston, A. B. (2011). Moderated Online Communities and Quality of User-Generated Content. *Journal of Management Information Systems*, 28(2), 237-268. <https://doi.org/10.2753/MIS0742-1222280209>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cohen, L., & Manion, L. (2002). *Métodos de Investigación Educativa*. La Muralla.
- 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>
- Costello, A., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De la Torre Barbero, M. J., Luna, M. E., Martínez, M. L. P., Márquez, M. L., Laguna, F. S., & Redondo, S. T. (2014b). Evaluación de la calidad de las páginas webs de los hospitales del Sistema Sanitario Público de Andalucía. *Revista de Calidad Asistencial*, 29(3), 127-134.
- Egebjerg, N. H., Hedegaard, N., Kuum, G., Mukkamala, R. R., & Vatrapu, R. (2017). Big Social Data Analytics in Football: Predicting Spectators and TV Ratings from Facebook Data. In G. Karypis, & J. Zhang (Eds.), *Proceedings of the 6th IEEE International Congress on Big Data. BigData Congress 2017* (pp. 81-88). IEEE. <https://doi.org/10.1109/BigDataCongress.2017.20>
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4),

- 896-901.
- 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/10.1177/002224378101800104>
- Funk, D. C., Beaton, A., & Alexandris, K. (2012). Sport consumer motivation: Autonomy and control orientations that regulate fan behaviours. *Sport Management Review*, 15(3), 355-367. <https://doi.org/10.1016/j.smr.2011.11.001>
- Gálvez-Ruiz, P., Grimaldi-Puyana, M., Fernández-Gavira, J., & Sánchez-Oliver, A. J. (2018). Aplicación de la teoría de la generalizabilidad en la evaluación de servicios en gestión deportiva. *SPORTTK-Revista Euro-Americana de Ciencias del Deporte*, 7(2), 49-56. <https://doi.org/10.6018/sportk.343101>
- Gutiérrez-Ponce, H., Creixans-Tenas, J., & Arimany-Serrat, N. (2018). Características de las páginas web de los hospitales de la Comunidad de Madrid: Relación entre la calidad web y la responsabilidad social corporativa. *Revista Española de Documentación Científica*, 41(1), e194. <https://doi.org/10.3989/redc.2018.1.1465>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (Vol. 6). Pearson.
- Hajli, N., & Hajli, M. (2013). Organisational development in sport: co creation of value through social capital. *Industrial and Commercial Training*, 45(5), 283-288. <https://doi.org/10.1108/ICT-01-2013-0001>
- Heise, D. R., & Bohrnstedt, G. W. (1970). Validity, invalidity, and reliability. *Sociological methodology*, 2, 104-129.
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological measurement*, 66(3), 393-416. <https://doi.org/10.1177/0013164405282485>
- Hollenbeck, C. R., & Kaikati, A. M. (2012). Consumers' use of brands to reflect their actual and ideal selves on Facebook. *International Journal of Research in Marketing*, 29(4), 395-405. <https://doi.org/10.1016/j.ijresmar.2012.06.002>
- Hsu, C. L., Chang, K. C., & Chen, M. C. (2012). The impact of website quality on customer satisfaction and purchase intention: perceived playfulness and perceived flow as mediators. *Information Systems and e-Business Management*, 10(4), 549-570. <https://doi.org/10.1007/s10257-011-0181-5>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (2009). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaye, B. K., & Johnson, T. J. (2004). A Web for all reasons: Uses and gratifications of Internet components for political information. *Telematics and informatics*, 21(3), 197-223. [https://doi.org/10.1016/S0736-5853\(03\)00037-6](https://doi.org/10.1016/S0736-5853(03)00037-6)
- Ley 3/2018, de 5 de diciembre, de protección de datos personales y garantía de los derechos digitales. (2018). *Boletín Oficial del Estado*, 294, de 6 de diciembre de 2018, 119788 a 119857. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3>
- Luque, T. (2000). *Técnicas de análisis de datos en investigación de mercados*. Pirámide.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analyses: The role of model error. *Multivariate Behavioral Research*, 36(4), 611-637. [https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3604\\_06](https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3604_06)
- MacIntosh, E., & Doherty, A. (2007). Extending the scope of organisational culture: The external perception of an internal phenomenon. *Sport Management Review*, 10(1), 45-64. [https://doi.org/10.1016/S1441-3523\(07\)70003-7](https://doi.org/10.1016/S1441-3523(07)70003-7)
- Marôco, J. (2010). *Análise de Equações Estruturais. Fundamentos teóricos, software & aplicações*. ReportNumber, Lda.
- Melani, G. P., & Parada, F. M. (2020). Caracterización de la información corporativa divulgada por las Sociedades Anónimas Deportivas Profesionales (SADP) chilenas a través de sus sitios web. *Horizontes Empresariales*, 19(1), 69-89.
- Nielsen Sports (2018). *World Football Report 2018*. The Nielsen Company, <https://www.qa.nielsen.com/wp-content/uploads/sites/3/2019/04/Nielsen20World20Football20Report202018.pdf>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría Psicométrica* (3ª ed). McGraw-Hill Latinamericana.
- Nurosis, M. J. (1993). *SPSS Statical data analisis*. SPSS, Inc.
- Rubio, D. M., Berg-Weger, M., Tebb, S. S., Lee, E. S., & Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social work research*, 27(2), 94-104. <https://doi.org/10.1093/swr/27.2.94>
- Sánchez-Franco, M. J., & Villarejo-Ramos, Á. F. (2004). La calidad de servicio electrónico: un análisis de los efectos moderadores del comportamiento de uso de la web. *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 21 (21), 121-152.
- Scholl, H. J., & Carlson, T. S. (2012). Professional sports teams on the Web: A comparative study employing the information management perspective. *European Sport Management Quarterly*, 12(2), 137-160. <https://doi.org/10.1080/16184742.2012.670254>
- Streiner, D. L., & Norman, G. R. (1995). *Health measurement scales, a practical guide to their development and use* (2nd ed.). Oxford University Press.
- Tejedor, S., Cervia, L., & Vecino, C. (2020). El fútbol en las redes sociales: Análisis de la presencia en Facebook de los principales equipos de Europa. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 15 (3), 150-156.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10694-000>
- Thorndike, R. L. (1989). *Psicometría aplicada*. Limusa.
- Yuan, K. H. (2005). Fit indices versus test statistics. *Multivariate Behavioral Research*, 40(1), 115-148. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4001\\_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4001_5)