

Propiedades psicométricas del cuestionario de percepción de justicia en la lectura de la prensa deportiva

Psychometric properties of the perception of justice in reading sport press questionnaire

Propriedades psicométricas da percepção da justiça na leitura do esporte

Viciana, J.¹, Mayorga-Vega, D.¹, y Blanco Vega, H.²

¹ Departamento de Educación Física y Deportiva, Universidad de Granada, España. ² Universidad Autónoma de Chihuahua, México

Resumen: Introducción. El presente estudio analiza las propiedades psicométricas del cuestionario de percepción de justicia en la lectura de la prensa deportiva. Apoyados en la teoría organizacional del ámbito del trabajo (Greenberg, 1987) y en el cuestionario de percepción de justicia de Colquitt (2001), se adaptaron los conceptos al ámbito de la prensa deportiva, dado que no existen instrumentos que midan la influencia de la lectura de la prensa deportiva sobre la percepción de justicia de los lectores. Método. La muestra se compuso de 220 participantes, 166 hombres y 54 mujeres, con edades de $20,72 \pm 3,08$ años (18-41 años). Se realizaron análisis factoriales exploratorio y confirmatorio para analizar la estructura factorial del cuestionario con dos submuestras divididas aleatoriamente. Resultados. Los resultados mostraron la viabilidad y adecuación de una estructura con tres factores (justicia informacional, justicia interpersonal, justicia distributiva) con adecuados índices de ajuste de validez y fiabilidad, mostrando evidencias consistentes de la estructura factorial obtenida. Discusión. Disponer de un instrumento válido para medir la percepción de justicia que origina la lectura de la prensa deportiva en los lectores podrá en el futuro originar líneas de investigación de gran interés social y científico. Estas líneas podrán abrir nuevos conocimientos en la psicología del deporte que nos permitan actuar de modo más adecuado en el tratamiento de los eventos deportivos mediáticos.

Palabras clave: Estudio instrumental, validez, fiabilidad, estructura factorial.

Summary: Introduction. The present study analyzes the psychometric properties of the perceived justice in reading sport press questionnaire. The concepts of the organizational theory of Greenberg (1987) and the perception of justice questionnaire of Colquitt (2001) within the job sphere were adapted to the sport press domain. This, due to the fact that there does not exist an instrument that measures the influence of sport press reading on the perception of justice in sport press readers. Method. The sample consisted of 220 university students (166 men and 54 women, with an average age of 20.72 ± 3.08 years). Exploratory and confirmatory analyses were conducted

in order to analyze the factorial structure of the questionnaire within two different sub-samples randomly divided. Results. The results showed the viability and adequacy of a three-factor structure (informational justice, interpersonal justice, distributive justice) with adequate fit indices of reliability and validity, and showing strong evidences of stability of the obtained factorial structure. Discussion. Having a valid instrument for measuring the perceived justice of readers caused by the reading of sport press could give rise to new research lines in the area of sport psychology. These research lines could cause new knowledge in the future for sport psychology, which could indicate a better way to act in in sport media events.

Keywords: Instrumental study, validity, reliability, factor structure.

Resumo: Introdução. O presente estudo analisa as propriedades psicométricas do questionário de percepção de justiça na leitura da imprensa esportiva. Com suporte na teoria da organização do âmbito do trabalho (Greenberg, 1987) e no questionário de equidade percebida de Colquitt (2001), os conceitos adaptaram-se à imprensa esportiva, dado que não existem instrumentos para medir a influência da leitura de imprensa esportiva sobre a justiça percebida dos leitores. Método. A amostra foi composta de 220 estudantes universitários (166 homens e 54 mulheres, idade média = $20,72 \pm 3,08$ anos). Análises exploratórias e confirmatórias foram realizadas com a finalidade de analisar a estrutura fatorial do questionário. Resultados. Os resultados mostraram a viabilidade e adequação de uma estrutura de três fatores (justiça da informação, justiça interpessoal, justiça da distribuição), com índices de ajuste de validade e confiabilidade adequados, evidências consistentes da estrutura fatorial obtida. Discussão. Ter um instrumento válido para medir a percepção de justiça dos leitores de imprensa esportiva poderá no futuro originar linhas de investigação de grande interesse social e científico. Essas linhas poderão abrir novos conhecimentos em psicologia do esporte, que nos permitam agir da forma mais adequada no tratamento dos eventos esportivos midiáticos.

Palavras-chave: Estudo do instrumento, prazo de validade, confiabilidade, estrutura fatorial.

Introducción

Desde hace aproximadamente tres décadas, la teoría de la justicia organizacional (*organizational justice theory*) de Green-

Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Jesus Viciana, Ph. D., Departamento de Educación Física y Deportiva, Universidad de Granada, Ctra. Alfacar s/n, 18011, Granada (España). E-mail jviciana@ugr.es.

berg (1987) ha tratado de explicar las percepciones de mayor o menor justicia que tienen lugar en la organización formal del ámbito del trabajo, es decir, cómo ocurren las diferentes decisiones que toman los empleadores y sus consecuencias en los trabajadores. Así pues, una decisión en este ámbito, como promocionar o despedir a un trabajador puede ir acompaña-

da de una percepción más o menos justa de dicha acción (o del resultado de la misma) y por ende, los afectados reaccionan y actúan en función de su percepción de justicia. Esta percepción está guiada por las explicaciones e interacciones que los empleadores añaden a la decisión tomada (Bies y Moag, 1986). Por tanto, la percepción de la adecuación de las explicaciones y justificaciones dotan a la decisión de una menor o mayor justicia por parte de una audiencia dada y traen como consecuencia actitudes y comportamientos determinados (Karrier y Williams, 2009; Shaw, Wild y Colquitt, 2003).

Cropanzano y Greenberg (1997) determinaron cuatro criterios como base de la percepción de justicia en este proceso: (1) la justicia del resultado, referida a las expectativas esperadas y la realidad del resultado; (2) los procedimientos seguidos para llegar a dicho resultado, referidos a la manera en que se distribuyen los razonamientos a los miembros de una organización; (3) el trato interpersonal, referido a la dignidad y respeto con que se trata a los implicados; y (4) la justificación de las decisiones, referidas a las explicaciones dadas por una persona de autoridad en relación a los resultados y procedimientos dados en un hecho. Estos criterios originaron diferentes componentes de la justicia organizacional: justicia distributiva, justicia procedimental, justicia interpersonal y justicia informacional (Colquitt, 2001).

Otras aplicaciones de la teoría de la justicia organizacional se han realizado extrapolando estos conceptos a otros tipos de organizaciones. Por ejemplo en el ámbito deportivo, donde los jugadores de un deporte de equipo toman el rol del grupo de trabajo y el entrenador o el árbitro el de gestor o empleador (Chelladurai, 2001; Jordan, Gillentine y Hunt, 2004). Sin embargo, desafortunadamente no hay ninguna aplicación al ámbito de la prensa deportiva y sus lectores. De la misma manera que en una organización determinada, la percepción que un lector tiene de una crónica periodística deportiva provoca una valoración de las explicaciones y descripciones de dicha crónica como más o menos justas, dependiendo de cómo trata el hecho deportivo que narra.

Es indudable que las crónicas deportivas periodísticas están influenciadas por sus propios medios y cronistas (Coterón y Bello, 2012), y dependiendo del tipo de crónica que hablemos, éstas tendrán una audiencia determinada y una población de características concretas que se verá igualmente influida de una manera u otra. Está demostrado por ejemplo que el propio sensacionalismo periodístico (Redondo, 2013) o las metáforas (ampliamente usadas en la prensa deportiva) reflejan pensamientos del emisor a través del lenguaje y transmiten valores a los lectores (Cachán y Fernández, 2012). Consecuentemente, las crónicas periodísticas deportivas pueden tener repercusiones en sus lectores, socializando y formándoles en determinados valores, y provocando por tanto una actitud y comportamiento determinado ante un hecho deportivo relevante. Además estas consecuencias en los comportamientos

están relacionadas con la percepción de justicia, creando una predisposición a actuar sobre la base de la percepción de justicia que se tiene del hecho juzgado (McAllister, 1995).

Una de las consecuencias más preocupantes de la influencia mediática, en lo referente al deporte, es la relación entre el deporte y el comportamiento antisocial (Bernstein y Blain 2002; Blain, Boyle y O'Donnell, 1993; Cere, 2002; Çgmen, 2012; Stiehler y Marr, 2002; Živanović y Randelović, 2011). Viciano y Zabala (2004) destacan a la prensa y a la televisión como agentes mediáticos que intervienen activamente en la difusión y opinión popular de los actos violentos en el deporte. Estos autores señalan que lejos de la transmisión de información a través de un canal determinado, presentándola adecuadamente y estimulando la comprensión objetiva del contenido por parte del receptor, intervienen activamente en la propia información, manipulando en ocasiones su contenido o cargándola de sensacionalismo, y provocando nuevos estados de inquietud en la gran masa social que recibe la noticia. Desde el momento en que una noticia deportiva es manipulada o tintada de una tendencia determinada hacia uno u otro equipo deportivo, hacia uno u otro deportista, o a favor o en contra de un árbitro, la función informativa de estos medios se transforma, de manera inconsciente, en una incidencia social de consecuencias inmensurables (Barón, 1990). Gómez (2007) destaca la importancia de hechos ocurridos en el fútbol concretamente relacionados por ejemplo con agresiones, lanzamientos de objetos al campo o enfrentamientos entre aficionados, que ocasionaron numerosos conflictos sociales e incluso muertes.

De la demostrada relación de la teoría de la justicia organizacional, que conlleva una percepción más o menos justa de un hecho, con los comportamientos positivos o negativos derivados de dicha percepción (Giulianotti, 2005; Tyler, 2006); y de la igualmente demostrada tendencia periodística en las crónicas deportivas, donde se vierten valoraciones y opiniones que pueden influir en los lectores (Santa Cruz, 2011), surge el principal objetivo de este estudio. El objetivo fue desarrollar y validar un cuestionario que permitiera medir la percepción de justicia de los lectores tras la lectura de una crónica periodística deportiva. Por tanto, este cuestionario constituiría un instrumento de gran utilidad para investigar la percepción de justicia de los lectores del mensaje periodístico y demostrar o desmentir, por ejemplo, que el lenguaje usado en las crónicas periodísticas tiene una cierta responsabilidad en los comportamientos que puedan manifestar posteriormente lectores de características influenciadas. Dicha herramienta abriría nuevas líneas de investigación en relación a la prensa deportiva y su influencia en los lectores, ya que hasta ahora las diferentes investigaciones realizadas en torno a la prensa deportiva se habían centrado en su contenido lingüístico (García y Arroyo, 2013).

Método

Participantes

La muestra se constituyó inicialmente por 462 estudiantes universitarios. Sin embargo, para realizar los análisis de este estudio se eliminaron aquellos participantes que no habían visto el partido de fútbol sobre el que versaban las crónicas periodísticas, con el fin de obtener respuestas lógicas y coherentes con el hecho deportivo narrado en ellas. La muestra definitiva total por tanto se constituyó de 220 estudiantes universitarios, 166 hombres y 54 mujeres, dividiéndose aleatoriamente en dos partes con el Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) en su versión 21.0 con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar los resultados obtenidos (validación cruzada). La submuestra 1 quedó constituida por 105 participantes 83 hombres y 22 mujeres, las edades fluctuaron entre los 18 y 38 años, con una media de 20.91 y una desviación estándar de 3.30 años. La submuestra 2 quedó compuesta por 115 participantes 83 hombres y 32 mujeres, las edades fluctuaron entre los 18 y 41 años, con una media de 20.55 y una desviación estándar de 2.86 años. Los participantes intervinieron voluntariamente en la lectura de las crónicas y la contestación del cuestionario. Todos los participantes fueron informados del estudio y se les garantizó el anonimato de las respuestas y resultados.

Instrumento

Los pasos metodológicos para el desarrollo del cuestionario de este estudio estuvieron basados en el trabajo de Carretero-Dios y Pérez (2005), quienes establecieron oportunas recomendaciones metodológicas para la correcta realización de estudios instrumentales en psicología:

Antecedentes.— En primer lugar se revisó la literatura previa en relación a la percepción de justicia. La teoría de justicia organizacional (Greenberg, 1987) fundamentaba este constructo en varias dimensiones, como se ha comentado en el apartado introductorio. La primera dimensión la constituía la justicia informacional, consistente en la percepción de justicia en relación a la información que alguien recibe sobre un hecho que le afecta, en nuestro caso la crónica deportiva, que debe ser sincera, con información imparcial y con relatos fiables y veraces. La justicia interpersonal es la segunda dimensión, que trataría la manera en que se comunican los agentes implicados en una acción, que debe ser respetuosa, correcta y realizando en todo momento comentarios apropiados. La tercera dimensión sería la justicia distributiva, consistente en mostrar explicaciones justas al resultado del hecho que se relata, aportando por tanto justificaciones adecuadas al resultado deportivo que obtuvieron los equipos en la crónica

que se relata. La teoría de la justicia organizacional incluía una cuarta dimensión, la justicia procedimental, que trataría la interacción entre los agentes que se comunican, debiendo mostrarse respeto mutuo y explicaciones justas a las decisiones tomadas. Sin embargo, este factor no se pudo aplicar al cuestionario debido a que la interacción entre cronista y lector no puede producirse bidireccionalmente, quedando por tanto eliminada del cuestionario.

Versión inicial y evaluación de expertos.— Una primera versión del cuestionario fue construida basada en los ítems de la versión original del cuestionario de percepción de justicia organizacional de Colquitt (2001), pionero en la construcción de un instrumento válido de medición de la justicia. Este cuestionario original se apoyó a su vez en los trabajos clásicos de Leventhal (1976), Bies y Moag (1986) y Shapiro, Buttner, y Barry (1994). Esta primera configuración contenía 22 ítems repartidos proporcionalmente entre los factores descritos anteriormente en los antecedentes (informacional, interpersonal y distributiva). Un ejemplo de estos ítems en cada factor serían: para la justicia informacional “En general la crónica del partido ha sido sincera comunicando lo ocurrido”; para la justicia interpersonal, “La crónica ha tratado al lector de manera respetuosa”; y para la justicia distributiva, “El esfuerzo realizado por mi equipo ha tenido una recompensa apropiada”. Los participantes debían valorar cada ítem usando una escala Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 5 (totalmente de acuerdo).

Los ítems fueron presentados a un grupo de expertos para identificar posibles problemas que pudieran tener en la aplicación del cuestionario, bien por su contenido o por su pertinencia al factor al que hacía referencia. Cuatro expertos formaron parte de este proceso, tres doctores en Ciencias de la Actividad Física y el Deporte y uno en Psicología del Deporte, especialista en estudios instrumentales. Dichos expertos proporcionaron sus comentarios a los ítems acerca de su validez de contenido, y realizaron una valoración cualitativa personal aportando sus opiniones sobre la adecuación. Después de esta fase de valoración por expertos, 14 ítems fueron seleccionados (algunos modificados) para confeccionar una primera versión del cuestionario.

Aplicación a una muestra piloto.— La versión del cuestionario revisada por expertos se aplicó a una muestra piloto compuesta por 50 estudiantes universitarios, usuarios habituales de prensa deportiva. De acuerdo a la opinión de algunos encuestados, un ítem fue eliminado por causar confusión de solapamiento con otro ítem del cuestionario. Por último se configuró una versión final de 13 ítems que aplicamos a la muestra definitiva.

Aplicación a la muestra total.— En primer lugar se contactó con diferentes grupos universitarios para la aplicación del cuestionario, contactando con los docentes, solicitando permiso para llevar a cabo el estudio y concertando días con-

cretos para su aplicación. Se procedió a tomar los datos con seis grupos de clase de diferentes Facultades de segundo y cuarto curso de grado de Ciencias de la Educación y Ciencias del Deporte. El cuestionario se aplicó durante la segunda quincena del mes de abril y en el mes de mayo de 2014, tras el partido de Final de la Copa del Rey de fútbol entre el Real Madrid y el Barcelona, proporcionando a los participantes la crónica de dicho partido publicada en el periódico Mundo Deportivo el día posterior al partido (17 de abril de 2014). La aplicación del cuestionario se realizó por un investigador experimentado siguiendo un protocolo de información sobre el cuestionario y explicando brevemente el estudio que se llevaba a cabo. Los participantes leyeron las instrucciones y completaron el cuestionario de percepción de justicia tras leer las crónicas deportivas. Además, a cada participante se le solicitó una serie de datos generales (edad, género, estudios, equipo al que apoya, y si vieron o no el partido). La lectura de la crónica periodística y la cumplimentación del cuestionario se realizó en aproximadamente 30 minutos. Finalmente se introdujeron los datos al ordenador para su posterior análisis estadístico.

Análisis de datos

Con el fin de determinar la pertinencia de realizar los análisis factoriales, se calcularon la media, la desviaciones estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada uno de los ítems del cuestionario. Además se calcularon la significación del Test de Bartlett y la medida de adecuación muestral KMO (Kaiser-Mayer-Olkin). Para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir de un modo satisfactorio las correlaciones observadas entre los ítems del cuestionario, se realizó un análisis factorial exploratorio a partir del método de máxima verosimilitud (submuestra 1), tomando el criterio de Kaiser-Guttman con rotación varimax (Costello y Osborne, 2005).

Posteriormente, se sometieron a comparación tres modelos de medida: el Modelo 1 (M1), modelo de tres factores acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario, el Modelo 2 (M1b), que responde a la estructura trifactorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por el modelo (saturaciones < 0,70) y el Modelo 3 (M1c), que responde a la estructura trifactorial del modelo M1b, eliminando igualmente los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por el modelo (saturaciones < 0,70).

Para los análisis factoriales confirmatorios (submuestra 2) se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, y en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su

escala fuera igual a la de una de las variables superficiales (ítems). Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste de los modelos se emplearon el estadístico chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. Y la razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el criterio de información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011). Por último, se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones de los modelos de medida obtenidos, a través del coeficiente alpha de cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del coeficiente omega o fiabilidad compuesta (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009). La fiabilidad se considera adecuada con valores superiores a ,70 (Hair, Black, Babin, y Anderson, 2009).

La validez convergente se estimó a través de la significatividad y tamaño de las saturaciones de los ítems sobre cada factor y de la varianza media extractada (VME) que de acuerdo a Fornell y Larcker (1981) debe ser mayor a ,50. Mientras que para estimar la validez discriminante se utilizó el test de varianza extraída propuesto por Fornell y Larcker (1981) donde se calcula la VME para cada uno de los factores del modelo y se compara con el cuadrado de la correlación entre los factores. Si las VME de los dos factores superan el cuadrado de la correlación entre los factores se puede afirmar que hay validez discriminante.

Resultados

En la Tabla 1 se resumen los resultados de los análisis descriptivos y los índices de discriminación (correlación elemento-total corregida) de cada uno de los 13 ítems correspondientes a las tres dimensiones específicas del cuestionario de justicia percibida en la lectura de la prensa deportiva. Las respuestas a todos los ítems reflejaron unas puntuaciones medias que oscilaron entre 2,51 y 3,75. La desviación estándar mostró, en todos los casos, valores mayores a 1 (en un rango de respuesta entre 1 y 5). Todos los valores de asimetría y curtosis se encontraron dentro del rango $\pm 1,0$, por lo que se infiere que las variables se ajustaban razonablemente a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación todos los ítems discriminaron satisfactoriamente (Brzoska y Razum, 2010).

Tabla 1. Descriptivos e índices de discriminación de los ítems del cuestionario de justicia percibida en la lectura de prensa deportiva.

Item	M	DE	AS	CU	$r_{i-total}$
1	2,90	1,19	0,22	-0,89	,69
2	2,93	1,13	0,13	-0,74	,70
3	2,94	1,20	-0,09	-0,97	,71
4	3,09	1,10	0,05	-0,85	,68
5	2,51	1,30	0,38	-0,99	,42
6	3,47	1,07	-0,41	-0,20	,71
7	3,62	1,02	-0,38	-0,52	,61
8	3,32	1,16	-0,14	-0,99	,50
9	2,73	1,23	0,14	-0,90	,61
15	3,73	1,11	-0,78	0,11	,52
16	3,54	1,22	-0,60	-0,53	,48
17	3,66	1,22	-0,63	-0,56	,52
18	3,75	1,22	-0,70	-0,53	,48

Nota: M = media; DE = desviación estándar; AS = asimetría; CU = curtosis; $r_{i-total}$ = correlación elemento-total corregida.

Análisis factorial exploratorio

La significación del Test de Bartlett para el cuestionario de percepción de justicia (1969,932 $p < ,001$) y la medida de adecuación muestral KMO (.855) mostraron una adecuada correlación entre los ítems y una muy buena adecuación muestral respectivamente, evidenciando la pertinencia de un análisis factorial. Después de aplicar una rotación Oblimin, se halló una estructura de tres factores (Tabla 2). El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 65,93% de la varianza.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial exploratorio.

Item	F1	F2	F3	
1. En general la crónica del partido ha sido sincera comunicando lo ocurrido	,94			
3. Las explicaciones relatadas sobre los hechos han sido veraces y sensatas	,92			
2. En general la crónica del partido ha relatado completamente los hechos tal y como ocurrieron	,89			
4. Se han explicado detalles de lo ocurrido de manera oportuna	,55			
5. Las valoraciones realizadas de los hechos han sido imparciales	,43			
7. La crónica ha tratado al lector de manera respetuosa		,93		
6. La crónica ha tratado al lector de manera correcta		,82		
8. La crónica se ha abstenido de realizar comentarios inapropiados		,62		
9. La crónica ha tratado al lector con dignidad e imparcialidad	,27	,46		
12. El resultado está justificado dada la actuación de mi equipo			,93	
13. La actuación de mi equipo refleja lo que han conseguido			,90	
11. El esfuerzo realizado por mi equipo ha tenido una recompensa apropiada			,86	
10. El trabajo realizado por mi equipo se ha reflejado en los resultados			,77	
Correlaciones Factoriales				
	F1	-		
	F2	,68	-	
	F3	,15	,18	-

Nota: F1 = justicia informativa, F2 = justicia distributiva, F3 = justicia interpersonal. En negrita se señalan ítems que saturaron en dos factores.

Análisis factorial confirmatorio

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio para el modelo M1 del cuestionario de percepción de justicia

(GFI = ,852; RMSEA = ,088; CFI = ,944) indicaron que el modelo de medición no fue aceptable (Tabla 3).

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados.

Model	Absolute fit indices			Incremental fit indices			Parsimony fit indices	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
M1	118,732*	,852	,088	,786	,931	,944	1,885	174,732
M1b	99,854*	,860	,090	,790	,937	,950	1,920	151,854
M1c	32,739	,944	,022	,904	,999	,999	1,023	78,739

Nota: * $p < ,01$; GFI = goodness of fit index; RMSEA = root mean square error of approximation; AGFI = adjusted goodness of fit index; TLI = Tucker-Lewis index; CFI = comparative fit index; CMIN/DF = chi-squared fit index divided by degrees of freedom; AIC = Akaike information criterion

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4 las saturaciones de los ítems reflejan una adecuada validez convergente, solo uno de los 13 ítems del modelo M1 no saturó adecuadamente en su dimensión prevista (el ítem 5 en el factor 1). Todas las VME de los factores del modelo (Tabla 7) superan el cuadrado de la correlación entre los factores lo que sugiere la existencia de validez discriminante. Sin embargo, la elevada correlación entre los factores 1 y 2 indica una escasa validez discriminante entre ellos.

Tabla 4. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M1

Ítem	F1	F2	F3
Pesos Factoriales			
Ítem 1	,89		
Ítem 3	,88		
Ítem 2	,88		
Ítem 4	,74		
Ítem 5	,45		
Ítem 6		,87	
Ítem 7		,85	
Ítem 8		,70	
Ítem 9		,70	
Ítem 12			,91
Ítem 13			,86
Ítem 11			,85
Ítem 10			,85
Correlaciones Factoriales			
F1	-		
F2	,65	-	
F3	,00	,07	-

Nota: F1 = Factor1, F2 = Factor2, F3 = Factor3. En negrita se indican los ítems con saturaciones por debajo de 0,70. Todos las saturaciones (pesos factoriales) son significativas $p < ,01$

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio del segundo modelo sometido a prueba (M1b), que corresponde a una estructura tridimensional cuestionario sin el ítem 5

(GFI = ,860; RMSEA = ,090; CFI = ,950), indicaron que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste aún no es aceptable (Tabla 3). Los tres factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 77% de la varianza.

Por otro lado, de acuerdo a los resultados de la Tabla 5, las saturaciones de los ítems reflejan una adecuada validez convergente, solo los ítems 8 y 9 no saturaron adecuadamente en su dimensión prevista (Factor 2). Todas las VME de los factores del modelo (Tabla 7) superan el cuadrado de la correlación entre los factores, lo que sugiere la existencia de validez discriminante. Además, se observan intercorrelaciones elevadas entre los factores 1 y 2, que evidencia una pobre validez discriminante entre ellos.

Tabla 5. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M1b

Item	F1	F2	F3
Pesos Factoriales			
Ítem 1	,90		
Ítem 3	,88		
Ítem 2	,88		
Ítem 4	,74		
Ítem 6		,87	
Ítem 7		,85	
Ítem 8		,69	
Ítem 9		,69	
Ítem 12			,91
Ítem 13			,86
Ítem 11			,85
Ítem 10			,85
Correlaciones Factoriales			
F1	-		
F2	,64	-	
F3	,00	,07	-

Nota: F1 = Factor1, F2 = Factor2, F3 = Factor3. En negrita se indican los ítems con saturaciones por debajo de 0,70. Todos las saturaciones (pesos factoriales) son significativas $p < ,01$

Por último, los resultados globales del análisis factorial confirmatorio del tercer modelo sometido a prueba (M1c), que corresponde a una estructura tridimensional del cuestionario sin los ítems 8 y 9 (GFI = ,944; RMSEA = ,022; CFI = ,999), indicaron que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Jöreskog y Sörbom, 1993) (Tabla 3). Los tres factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 82% de la varianza.

Por otro lado, de acuerdo a los resultados de la Tabla 6, todos los ítems saturan adecuadamente en su dimensión prevista mostrando con ello una adecuada validez convergente. Todas las VME de los factores del modelo (Tabla 7) superan el cuadrado de la correlación entre los factores lo que sugiere la existencia de validez discriminante. Además, se detectan intercorrelaciones elevadas entre los factores 1 y 2 evidenciando nuevamente una pobre validez discriminante entre ellos.

Tabla 6. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M1c

Ítem	F1	F2	F3
Pesos Factoriales			
Ítem 1	,90		
Ítem 3	,88		
Ítem 2	,87		
Ítem 4	,74		
Ítem 6		,90	
Ítem 7		,86	
Ítem 12			,92
Ítem 13			,91
Ítem 11			,82
Ítem 10			,74
Correlaciones Factoriales			
F1	-		
F2	,59	-	
F3	,00	,06	-

Nota: F1 = Justicia informativa, F2 = Justicia interpersonal, F3 = Justicia distributiva. Todos las saturaciones (pesos factoriales) son significativas $p < ,01$

Fiabilidad de los factores

Las subescalas (factores) de los modelos de medida poseen valores de fiabilidad superiores a ,80, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 7). En cuanto a la varianza media extractada todos los factores obtienen valores por encima de ,50.

Tabla 7. Coeficientes Omega, Alpha y varianza media extractada para cada factor obtenido

Factor	Ω (FC)	α	VME
Modelo M1			
Factor1	0,888	0,876	,624
Factor2	0,855	0,845	,598
Factor3	0,924	0,924	,755
Modelo M1b			
Factor1	0,910	0,907	,720
Factor2	0,853	0,845	,591
Factor3	0,924	0,924	,755
Modelo M1c			
Factor1	0,909	0,907	,716
Factor2	0,857	0,853	,751
Factor3	0,914	0,924	,729

Nota: FC = fiabilidad compuesta VME = varianza media extractada

Discusión

El objetivo inicial de este estudio fue desarrollar y validar un cuestionario que nos permitiera medir la percepción de justicia de los lectores de una crónica periodística deportiva. Los análisis realizados en esta investigación nos han permitido concluir que el instrumento aportado por el modelo M1c de 10 ítems con tres factores (justicia informativa, justicia interpersonal y justicia distributiva) es viable y válido para medir esta percepción de justicia de los lectores de una crónica periodística deportiva. Las propiedades psicométricas estuvieron dentro del rango requerido en este tipo de estudios, así como las dimensiones de la percepción de justicia mostraron una buena consistencia interna. En definitiva, los resultados reflejaron la existencia de fuertes evidencias de fiabilidad estructural, aportando por tanto validez de medida al instrumento.

Basándose en la estructura del cuestionario original de justicia organizacional de Colquitt (2001), los factores identificados fueron los siguientes:

Factor 1, “justicia informativa” percibida por la lectura de la prensa deportiva. Este factor se compuso de cuatro ítems relacionados con la imparcialidad, fiabilidad y veracidad de la información y los hechos que relata la crónica periodística.

Factor 2, “justicia interpersonal” percibida tras la lectura de la prensa deportiva. Este factor se compuso por dos ítems relacionados con la manera en que se comunica el cronista con los lectores del artículo periodístico, que debe ser respetuosa, correcta y realizando en todo momento comentarios apropiados.

Factor 3, “justicia distributiva” percibida tras la lectura de la prensa deportiva. Este factor se compuso de cuatro ítems

relacionados con la consistencia en mostrar explicaciones justas al resultado del hecho que se narra, aportando por tanto justificaciones adecuadas al resultado deportivo que obtuvieron los equipos en la crónica periodística.

Como hemos mencionado en la introducción, llevar la teoría de la justicia organizacional de Greenberg (1987) en relación a la percepción de justicia de un hecho al entorno deportivo, y concretamente a la percepción de justicia que tienen los lectores de la crónica de un evento deportivo (partido de fútbol) tiene un interés especial en el ámbito científico y social. La demostración por la literatura previa de que esta percepción de justicia tiene relación con la predisposición de las personas hacia comportamientos posteriores es de enorme relevancia en el campo de la psicología del deporte (Giulianotti, 2005; Tyler, 2006). Además, el fútbol se erige como uno de los deportes más proclives a estos comportamientos de riesgo (Gómez, 2007; Viciano y Mayorga-Vega, 2015). Las muertes y agresiones ocurridas en España en los últimos años, como la agresión a un árbitro de 15 años en Córdoba a manos del entrenador de uno de los equipos enfrentados el día 15 de diciembre de 2014, o la muerte del aficionado del Deportivo de la Coruña, Jimmy, en el enfrentamiento entre radicales del Atlético de Madrid y del Deportivo de la Coruña en la liga 2013-14, son claros ejemplos de ello.

De acuerdo con Gelabert, et al. (2011), la validez factorial de un instrumento debe ser demostrada con una gran varie-

dad de muestras, por tanto, nuevos estudios serán necesarios para completar la viabilidad futura de este cuestionario.

Aplicación práctica

Disponer de un instrumento válido para medir la percepción de justicia que origina la lectura de la prensa deportiva en los lectores podrá en el futuro originar líneas de investigación de interés social que nos permitan abordar temas como los siguientes: (a) comparar influencias de las crónicas periodísticas en diferentes poblaciones, dado que las edades, géneros, niveles de educación o la cultura general de los lectores, son variables que podrían influir en la predisposición a participar en comportamientos antisociales (Çğmen, 2012; Živanović, 2011), y que posteriormente tendrán gran efecto mediático y repercusión social; (b) comparar el efecto en la percepción de justicia de diferentes líneas de prensa deportiva (Barón, 1990), aquellas que tienden a favorecer a equipos determinados frente a aquellas que son más neutrales o generalistas, por ejemplo; y (c) realizar estudios de análisis de la prensa internacional, previa validación del cuestionario a otros idiomas, también podrá permitir analizar los contextos culturales y sus influencias mediáticas en los usuarios de la prensa deportiva, así como sus consecuencias comportamentales. Estas líneas en el futuro podrán abrir nuevos conocimientos en la psicología del deporte que nos permitan actuar de modo más adecuado ante el tratamiento de los eventos deportivos mediáticos.

Referencias

1. Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
2. Barón, J. (1990). Thinking about consequences. *Journal of Moral Education*, 19, 17-87.
3. Bernstein, A., y Blain, N. (2002). Sport and the media: The emergence of a major research field. *Sport in Society*, 5(3), 1-30.
4. Bies, R. J., y Moag, J. F. (1986). Interactional justice: Communication criteria of fairness. In R. J. Lewicki, B. H. Sheppard, y M. H. Bazerman (Eds.). *Research on Negotiations in Organizations* (pp. 43-55). Greenwich, CRT: JAJ Press.
5. Blain, N., Boyle, R., y O'Donnell, H. (1993). *Sport and National Identity in the European Media*. Leicester: Leicester University Press.
6. Brzoska, P. y Razum, O. (2010). *Validity issues in quantitative migrant health research: The example of illness perceptions*. New York, NY: Peter Lang International Academic Publishers.
7. Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
8. Cachán, R. y Fernández, O. (2012). Conexión discursiva en medios de comunicación escrita: Educación, valores y deporte. *Estudios sobre el Mensaje Periodístico*, 18(1), 293-304. doi:10.5209/rev_ESMP.2012.v18.n1.39371
9. Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
10. Cere, R. (2002). Witches of our age: Women ultras, Italian football and the media. *Sport in Society*, 5(3), 166-188.
11. Çğmen, Z. (2012). Ethical issues in Turkish sport media: Perceptions of professional football players. *South African Journal for Research in Sport, Physical Education and Recreation*, 34(1), 29-42.
12. Chelladurai, P. (2001). *Managing organizations for sport and physical activity: A systems perspective*. Scottsdale, AZ: Hocomb Hathaway.
13. Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 386. doi: 10.1037/0021-9010.86.3.386
14. Costello, A. B. y Osborne, J. W. (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.
15. Coterón, J., y Bello, M. F. (2012). Barça-Madrid: Una rivalidad global. Análisis del derbi a través de la prensa escrita española. *Estudios sobre el Mensaje Periodístico*, 18(2), 459-474. doi:10.5209/rev_ESMP.2012.v18.n2.41019
16. Cropanzano, R., y Greenberg, J. (1997). Progress in organizational justice: Tunneling through the maze. In C. L. Cooper y I. T. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology* (pp. 317-372). New York: Wiley.
17. Elosua, P., y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
18. Fornell, C. y Larcker, D.F. (1981): Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
19. Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.

20. García, F., y Arroyo, I. (2013). Las crónicas de los diarios generalistas y deportivos de la final FIFA World Cup (South Africa). *Estudios sobre el Mensaje Periodístico*, 19(1), 131-146. doi:10.5209/rev_ESMP.2013.v19.n1.42511
21. Giulianotti, R. (2005). Sport spectators and the social consequences of commodification critical perspectives from Scottish football. *Journal of Sport & Social Issues*, 29(4), 386-410. doi: 10.1177/0193723505280530
22. Gómez, A. (2007). La violencia en el deporte. Un análisis desde la psicología social. *Revista de Psicología Social*, 22(1), 63-87. doi:10.1174/021347407779697539
23. Greenberg, J. (1987). A taxonomy of organizational justice theories. *Academy of Management Review*, 12, 9-22. doi:10.5465/AMR.1987.4306437
24. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. y Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis* Boston: Prentice Hall.
25. Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
26. Jordan, J. S., Gillentine, J. A., y Hunt, B. P. (2004). The influence of fairness: The application of organizational justice in a team sport setting. *International Sports Journal*, 1, 139-149.
27. Karriker, J. H. y Williams M. L. (2009). Organizational justice and organizational citizenship behavior: A mediated multifoci model. *Journal of Management*, 35, 112. doi:10.1177/0149206307309265
28. Leventhal, G. S. (1976). The distribution of rewards and resources in groups and organizations. In L. Berkowitz y W. Walster (Eds.), *Advances in experimental social psychology* (pp. 91-131). New York: Academic Press.
29. McAllister, D. J. (1995). Affect –and cognition- based trust as foundations for interpersonal cooperation in organizations. *Academy of Management Journal*, 38, 24-59. doi:10.2307/256727
30. Nunnally, J. C., y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
31. Redondo, M. (2013). El sensacionalismo y su penetración en la prensa española de calidad. El “caso McCann” en “El País”, “El Mundo” y “ABC”. *Estudios sobre el Mensaje Periodístico*, 19(1), 235-253. doi:10.5209/rev_ESMP.2013.v19.n1.42519
32. Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
33. Santa Cruz, E. (2011). Prensa y modernización en América Latina y Chile en la segunda mitad del siglo XIX: La crónica y los cronistas. *Estudios sobre el mensaje periodístico*, 17(2), 647-660. doi:10.5209/rev_ESMP.2011.v17.n2.38136
34. Shapiro, D. L., Buttner, E. H., y Barry, B. (1994). Explanations: What factors enhance their perceived adequacy? *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 58, 346-368.
35. Shaw, J. C., Wild, E., y Colquitt, J. A. (2003). To justify or excuse? A meta-analytic review of the effects of explanations. *Journal of Applied Psychology*, 88(3), 444. doi:10.1037/0021-9010.88.3.444
36. Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
37. Stiehler, H. J., y Marr, M. (2002). Attribution of failure: A German soccer story. *Sport in Society*, 5(3), 140-165.
38. Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
39. Tyler, T. R. (2006). Psychological perspectives on legitimacy and legitimation. *Annual Review of Psychology*, 57, 375-400. doi:10.1146/annurev.psych.57.102904.190038
40. Viciano, J., y Mayorga, D. (2015). Influence of the pre-service training program on coaches' instructions delivered to youth soccer players. *International Journal of Sport Psychology*, 46, 18-38. doi: 10.7352/IJSP.2015.46.018
41. Viciano, J., y Zabala, M. (2004). El papel educativo y la responsabilidad de los entrenadores deportivos. Una investigación sobre las instrucciones a escolares en fútbol de competición. *Revista de Educación*, 335, 163-187.
42. Živanović, N., y Randelović, N. (2011). Registered forms of violence in sport. *Activities in Physical Education & Sport*, 1(2), 205-209.