

## Perfil y tipología del Cuestionario de Eficacia Colectiva para el Deporte (CEQS) en Colombia

Amalia Gissell Ladrón<sup>1</sup>, Antony Constant Millán<sup>2</sup>, John Anibal Gómez<sup>3</sup>,  
Juan Carlos Trabucco<sup>4</sup> y María Eugenia D'Aubeterre<sup>5</sup>  
*Universidad del Norte<sup>1,2</sup>-Colombia, Fordham University<sup>3</sup>-Estados Unidos,  
Universidad Metropolitana<sup>4</sup>-Venezuela, Universidad Católica Andrés  
Bello<sup>5</sup>-Venezuela*

Se examina la estructura factorial, las propiedades psicométricas y las normas de interpretación y corrección del perfil y la tipología de la adaptación al español del Cuestionario de Eficacia Colectiva para el Deporte (CEQS) de Martínez, Guillén y Feltz (2011), en una muestra de deportistas colombianos, debido a que en sus validaciones previas no se aplicaron estrategias para minimizar el sesgo de indeterminación factorial, confirmatorio y de capitalización del azar. Se encontró una estructura de dos factores, diferente a la de cinco que originalmente postularon Martínez et al. (2011). La validez convergente muestra que los dos factores predicen la calidad de la relación de los jugadores. Finalmente, no se encontraron diferencias en los puntajes de los dos factores del CEQS asociados a variables sociodemográficas ni sociodeportivas. Se presentan recomendaciones sobre la utilización e interpretación de este instrumento por parte de los expertos en psicología del deporte, entrenadores y administradores deportivos y la contribución de la implementación del CEQS a la mejora de la eficacia en deportes de equipo.

*Palabras claves:* eficacia colectiva, deporte, perfil, tipología.

<sup>1</sup> Magister en Psicología. Consultora en la Universidad del Norte, Colombia. Dirección postal: km.5 vía Puerto Colombia, Área Metropolitana de Barranquilla, Colombia. Contacto: [adeguevaramartinez@uninorte.edu.co](mailto:adeguevaramartinez@uninorte.edu.co)

<sup>2</sup> Doctor en ciencias sociales y humanidades. Profesor en la Universidad del Norte, Colombia. Dirección postal: km.5 vía Puerto Colombia, Área Metropolitana de Barranquilla, Colombia. Contacto: [delangea@uninorte.edu.co](mailto:delangea@uninorte.edu.co) <https://orcid.org/0000-0002-4187-8835>

<sup>3</sup> Doctor en Psicología del desarrollo aplicado. Investigador asistente en Fordham University, Nueva York, Estados Unidos. Dirección postal: Rose Hill Campus, 441 E. Fordham Road, Bronx, NY 10458. Contacto: [jgomezvaron@fordham.edu](mailto:jgomezvaron@fordham.edu)

<sup>4</sup> Doctor en Estadística. Profesor en la Universidad Metropolitana, Venezuela. Dirección postal: Av. Boyacá con autopista Petare-Guarenas, Urbanización Terrazas del Ávila, Caracas-Miranda. Zona postal 1073. Contacto: [jctrabucco@unimet.edu.ve](mailto:jctrabucco@unimet.edu.ve) <https://orcid.org/0000-0002-6212-0206>

<sup>5</sup> Doctora en Educación por la Universidad Católica Andrés Bello, Caracas-Venezuela. Profesora en la Fundación Universitaria Ceipa Business School, Colombia. Dirección postal: Carrera 57 No 72-143. – Barrio El Prado Contacto: [maria\\_daubeterrelo@virtual.ceipa.edu.co](mailto:maria_daubeterrelo@virtual.ceipa.edu.co) <https://orcid.org/0000-0002-2486-313X>



### **Profile and typology of the Collective Efficacy Questionnaire for Sport (CEQS) in Colombia**

The factorial structure, the psychometric properties and the norms of interpretation and correction of the profile, and the typology of the adaptation to Spanish of the Collective Efficacy Questionnaire for Sport (CEQS) by Martínez, Guillén & Feltz (2011) are examined, in a sample of Colombian athletes, because in their previous validations no strategies were applied to minimize the bias from factorial indeterminacy, confirmatory and by capitalization on the chance. Contrary to the CEQS five-factors structure originally postulated by Martínez et al. (2011), findings in this study show a two-factor structure. Convergent validity shows that the two factors predict the quality of the players' relationship. Finally, no differences were found in the scores of the two CEQS factors associated with sociodemographic or socio-sports variables. Recommendations are presented on the use and interpretation of this instrument by experts in sport psychology, coaches, and sports administrators, and the contribution of the implementation of the CEQS to the improvement of effectiveness in team sports.

*Keywords:* collective efficacy, sports, profile, typology.

### **Perfil e tipologia do Questionário de Eficácia Coletiva para o Esporte (CEQS) na Colômbia**

Examinam-se a estrutura fatorial, as propriedades psicométricas e as normas de interpretação e correção do perfil e a tipologia da adaptação espanhola do Collective Efficacy Questionnaire for Sport (CEQS) de Martínez, Guillén e Feltz (2011), numa amostra de Atletas colombianos, devido ao fato de que em suas validações anteriores não foram aplicadas estratégias para minimizar o viés da indeterminação fatorial, confirmatória e a capitalização do acaso. Foi encontrada uma estrutura de 2 fatores, diferente dos 5 originalmente postulados por Martínez et al. (2011). A validade convergente mostra que os dois fatores predizem a qualidade do relacionamento dos jogadores. Por fim, não foram encontradas diferenças nos escores dos dois fatores do CEQS associados às variáveis sociodemográficas ou socioesportivas. São apresentadas recomendações sobre a utilização e interpretação deste instrumento por especialistas em psicologia do esporte, treinadores e administradores desportivos e a contribuição da implementação do CEQS para a melhoria da eficácia nos desportos coletivos.

*Palavras-chave:* eficácia coletiva, esporte, perfil, tipologia.

### **Profil et typologie du questionnaire d'efficacité collective pour le sport (CEQS) en Colombie**

La structure factorielle, les propriétés psychométriques et les règles d'interprétation et de correction du profil et de la typologie de l'adaptation espagnole du Questionnaire de Eficácia Colectiva para el Deporte (CEQS) de Martínez, Guillén e Feltz (2011) sont examinées dans un échantillon d'athlètes colombiens, en raison du fait que dans leurs validations précédentes, les stratégies visant à minimiser l'indétermination factorielle, le biais de confirmation et de capitalisation du hasard n'ont pas été appliquées. Une structure à 2 facteurs a été trouvée, différente de la structure à 5 facteurs initialement postulée par Martínez et al. La validité convergente montre que les deux facteurs permettent de prédire la qualité de la relation entre les joueurs. Enfin, aucune différence n'a été constatée dans les scores des deux facteurs du CEQS associés aux variables sociodémographiques ou sociosportives. Des recommandations sur l'utilisation et l'interprétation de cet instrument par les experts en psychologie du sport, les entraîneurs et les administrateurs sportifs et la contribution de la mise en œuvre du CEQS à l'amélioration de l'efficacité des sports d'équipe sont présentées.

*Mots-clés:* efficacité collective, sport, profil, typologie.

Los *deportes colectivos* (DC) pueden definirse como los que la acción del juego resulta de la interrelación entre participantes, producto de una cooperación mutua para oponerse a otro grupo que actúa también en cooperación y que a su vez es un oponente (Echeverri, 2012). De acuerdo con Lago (2000) para la comprensión de la estructura del rendimiento en estos deportes, se debe analizar tanto su dimensión individual (microestructura), como la grupal (mesoestructura), la colectiva (macroestructura), la lógica interna del juego (endoestructura) y la competición misma (exoestructura). En la dimensión interna del juego (endoestructura), estarían los análisis más comunes que se hacen de los deportes, las cuales se hacen con base al tipo de actividad que se desarrolla en cada uno y allí se encontrarían de acuerdo con Hernández (1994), los diferentes tipos de clasificación que históricamente se han hecho de los deportes. Para el caso específico de los DC, señala clasificaciones basadas en la combinación de las posibles situaciones socio motrices del juego y de la existencia o no de incertidumbre. En ese sentido, podríamos clasificar a los DC como de cooperación con compañeros, de oposición contra adversarios y de cooperación y oposición. Otras clasificaciones consideran criterios como el tipo de espacio en donde se desarrollan (separado o común) y el tipo de participación de los jugadores (simultánea y alternativa). Menos común es el análisis de las dimensiones grupal y colectiva, la primera que es parcialmente colectiva, está “integrada por las interacciones directas —cara a cara— que comunican selectivamente a los jugadores entre sí y cuya expresión se limita en el juego a los episodios de duelo parciales entre una parte de los dos equipos en una zona determinada del terreno de juego” (Lago, 2000, p. 109). La segunda, que es completamente colectiva, está compuesta por las correspondencias en forma y contenido, de los sistemas de menor orden (micro-meso-) y que se manifiesta en la competición a través de episodios de conflicto dual (ECD) entre los dos equipos

(Lago, 2000). En un intento por extender la literatura científica en torno a los procesos grupales que pueden incidir en el rendimiento deportivo a lo largo de una temporada, Leo et al. (2015) señalan la aparición del concepto de eficacia colectiva (EC), el cual se conceptualizó como una extensión de la teoría de la eficacia de Bandura en 1997. La EC o eficacia del equipo (Gully et al., 2002), se define como las creencias compartidas de la gente acerca de su poder colectivo para obtener los resultados deseados (Bandura, 2000). Gully et al. (2002) señalan a partir de un estudio metaanalítico sobre 67 estudios individuales que la EC tiene una relación positiva con el desempeño del equipo (DE), aunque esta relación se ve moderada por la interdependencia de tareas (IT), es decir, el grado de interacción impulsada por tareas entre los miembros de un grupo (Shea y Guzzo, 1987). Es así como la relación entre la EC y el DE será más fuerte cuando la IT sea alta, que cuando esta sea baja.

Uno de los instrumentos que se ha creado para medir la EC en el deporte, es el cuestionario de EC para deportistas (CEQS) de Shorts et al. (2005) que indaga las creencias que tienen los deportistas acerca del desempeño de su equipo, agrupadas en cinco subescalas congruentes con el concepto de EC en Bandura (1997): Persistencia, Preparación, Unidad, Habilidad y Esfuerzo. Sin embargo, nos surgen algunos cuestionamientos acerca de la validez de dicha estructura. Por ejemplo, la distribución de los ítems en cinco dimensiones obedeció más a una búsqueda de congruencia con la teoría de eficacia colectiva de Bandura (1997). Esto, debido al interés de contar con una medida que evidencie una fuerte validez aparente (Shorts et al., 2005) que con la evidencia encontrada. De hecho, en la versión inicial de 42 ítems del CEQS (CEQS<sub>42</sub>), que es la única versión a la que Shorts et al. (2005) le hicieran un análisis factorial exploratorio (AFE), estos autores comentan que decidieron mantener ítems estadísticamente inadecuados y eliminar otros que eran estadísticamente sólidos por mantener su estructura teórica. Adicionalmente, en el proceso de identificación de la estructura factorial subyacente, solo se consideró únicamente el criterio de autovalor mayor a 1 ( $\lambda > 1$ ), dejando de lado otros de importancia para

este fin (Hair et al., 1999) como el del porcentaje de varianza explicada mayor al 60% ( $\delta_{\text{exp}} > 60\%$ ) que implica que este tipo de varianza sea mayor que el azar ( $\delta_{\text{exp}} > 60\% = \chi^2_p > 0.05$ ) y el criterio de caída (CC). Los criterios anteriores se utilizan cuando no se minimiza el sesgo de capitalización del azar ya que no implican una estrategia de *remuestreo*, como sucede con los análisis: mínimo promedio parcial (MAP) de Velicer (1976), análisis factorial paralelo (CPA) de Horns (1965) e implementación óptima del análisis paralelo (OPA) de Timmerman y Lorenzo-Seva (2011) o porque no hacen uso de dos muestras como sucede con el análisis de invarianza factorial.

Por otro lado, Shorts et al. (2005) crearon una segunda versión del CEQS de 27 ítems (CEQS<sub>27</sub>) con base a 15 ítems seleccionados discrecionalmente del CEQS<sub>42</sub> y agregando 12 nuevos ítems. La estructura del CEQS<sub>27</sub> se analizó con un análisis factorial confirmatorio (AFC), asumiendo que la estructura de 5 factores del CEQS<sub>42</sub>, se mantendría en el CEQS<sub>27</sub>, aun cuando el 44.44% de sus ítems no formaron parte de la estructura del CEQS<sub>42</sub> y que la posición del restante 55.56% de sus ítems en 5 factores no se puede asumir como sucedió ya que ella depende de la matriz original de intercorrelaciones entre todos los ítems del CEQS<sub>42</sub>. Una tercera versión del CEQS de 25 ítems (CEQS<sub>25</sub>) fue desarrollada por Shorts et al. (2005), con base en una modificación del CEQS<sub>27</sub>, que implicó nuevamente la creación de ítems (esta vez no enumeran cuántos en total) y nuevamente su ubicación discrecional en los 5 factores que supuestamente explicaban las respuestas al CEQS, pues como señalan los autores “En esta etapa del proceso de desarrollo, enfatizamos un enfoque basado en la teoría en lugar de basado en datos” (Shorts y col., 2005, p. 191). Una cuarta versión del CEQS se creó con 20 ítems (CEQS<sub>20</sub>) del CEQS<sub>25</sub> por parte de Shorts et al. (2005), eliminando 5 ítems debido a que querían tener un número igual de elementos para cada uno de los 5 factores, por lo que retuvieron aquellos que tenían las cargas estandarizadas más altas (Shorts et al., 2005). La razón de tener “4 ítems para cada uno de los cinco factores del CEQS [... fue que consideraban que] 20 ítems era el número óptimo para que el cuestionario pudiera completarse

sin requerir mucho tiempo” (Shorts et al., 2005, p. 191). Lo anterior muestra una vez más lo arbitrario de las decisiones tomadas en la identificación de la estructura del CEQS, no solo por el número específico de ítems considerado, sino que al establecer a priori que la estructura debía contener el mismo número de ítems por factor, obvian el hecho de que en estos análisis factoriales, se “sigue un principio de extracción que supone maximizar la varianza explicada [...]. De ahí que el factor que mejor explique una dimensión analizada (el que represente mayor variabilidad) se convierta en el primer componente principal [o factor], el que mejor explique la segunda dimensión (el que represente mayor variabilidad en la matriz de residuales) será el segundo componente principal [o factor] y así sucesivamente” (García et al., 2019). Por ello, no es posible tener una solución factorial que tenga el mismo número de ítems por factor ya que el primer factor siempre tendrá el mayor número de ítems y de allí, los subsecuentes factores tendrán un menor número de ítems secuencialmente; lo que, explica por cierto la clásica forma del gráfico de sedimentación que se utiliza al analizar el CC en el AFE.

A todo lo anterior hay que señalar que en estudios posteriores del CEQS donde no hubo una elección forzada de ítems en el AFE basada en la teoría, se describieron la existencia de estructuras de cuatro factores (Santi et al., 2019) y de dos factores (Fransen et al., 2014), todas ellas, con un número desigual de ítems por factor, lo que confirma nuestras dudas sobre la validez de la estructura del CEQS. También es cierto que en otros estudios se han replicado la estructura de 5 factores, como le sucedió a: Martínez et al., (2011) en España, Paes (2014) en Brasil, Boughattas y Nouredine (2017) y a Martínez-Alvarado et al. (2019) en México. En el caso de los tres primeros, solo se hicieron AFC y con únicamente el modelo de cinco factores de Shorts et al. (2005), lo que no permite determinar cuál es la mejor estructura para explicar las respuestas del CEQS, más aún cuando no existe un rango específico aceptable de valores para interpretar a los indicadores de ajustes del AFC como sucede con el coeficiente chi o ji cuadrado ( $\chi^2$ ), cuando se utiliza en “muestras mayores de 200 encuestados” (Hair et al., 1999,

680), la razón  $\chi^2$  normada ( $\chi^2/\text{gl}$ ), el índice de bondad de ajuste (*GFI*), el índice de no centralidad (*NCP*), el índice de validación cruzada esperada (*ECVT*), el residuo cuadrático medio (*RMSR*), el índice de bondad de ajuste (*GFI*), el índice de ajuste normado de parsimonia (*PNFI*) y el índice de calidad de ajuste parsimonia (*PGFI*), por lo que la interpretación del grado de ajuste en un *AFC*, exige el uso de la estrategia de modelos rivales, razón por la cual todos los estudios anteriores cometieron el sesgo confirmatorio que describe Hair et al. (1999).

En el caso del estudio de Martínez-Alvarado et al. (2019), si bien sí hacen una comparación entre modelos factoriales, esta no se hace con base en aquellos que pudieran ser la mejor explicación del CEQS, puesto que los utilizados, no se originaron del AFE, sino que se decidió utilizar de forma arbitraria el modelo de Shorts et al. (2005) contra una estructura de un factor, provocando con ello, que el modelo de cinco factores, apareciera como el mejor modelo para explicar las respuestas del CEQS, pues se estaba comparando con un modelo poco probable de explicar las respuesta a un cuestionario de 20 ítems compuesto por 10 opciones de respuesta; con lo cual, este estudio y todos los anteriormente señalados, tampoco llevaron a cabo ningún esfuerzo por minimizar el sesgo de indeterminación factorial, que es propio de los estudios factoriales. La ausencia de estrategias específicas para minimizar tales sesgos hace que surjan dudas razonables en la validez de las estructuras de dos, cuatro y cinco factores en su capacidad explicativa de las respuestas al CEQS. Por ello, la presente investigación buscó identificar cuál es la estructura factorial que mejor explica las respuestas al CEQS<sub>20</sub>, para a partir de ella establecer las normas de corrección e interpretación que permitan medir y valorar el perfil de EC de un equipo con el menor error de medida posible, razón por la cual se decidió: 1) utilizar una norma refinada de corrección, específicamente la del método de regresión, por su facilidad de cálculo (DiStefano et al., 2009) y 2) utilizar el sistema de bisagras de Tukey (1977) para su interpretación, de manera que los niveles muy altos (Bisagra 5) y muy bajos (Bisagra 1) de cada factor, tenga implícito el significado de señalar la posición atípica de los deportistas con respecto a su grupo normativo y

que se contemple como *nivel esperado* (Bisagra 3), a los deportistas que se encuentren en el 50% central de cada factor.

Asimismo, se llevó a cabo el análisis de consistencia interna de la estructura factorial obtenida, a partir del coeficiente Omega ( $\Omega$ ) de Heise y Bohrnstedt (1970), el cual es el que aplica para el contexto de test factoriales (García et al., 2019) sustituyendo al coeficiente alfa ( $\alpha$ ) de Cronbach (1951) al no cumplirse los supuestos del modelo tau-equivalente (Dunn et al., 2013), o modelo equivalente en la puntuación real (McDonald, 1999). Como el perfil obtenido se compone por un conjunto de factores independientes, su información se podría aprovechar más si se analiza como una tipología compleja, para ello se llevó a cabo un análisis de clúster y se parametrizó su norma de corrección, por medio de la ecuación de clasificación que mejor se ajustara a los clústeres. Para tener evidencias de la validez externa de estos resultados, se analizó tanto para el perfil factorial, como la tipología con respecto al siguiente enunciado: “Mi relación general con los miembros del equipo” en una escala de 0 a 10, donde 0 es muy mala y 10 es extremadamente buena. Finalmente, y de modo de enriquecer aún más la comprensión de la teoría de la EC que puede construirse a partir de la CEQS<sub>20</sub>, se hizo un análisis comparativo entre diferentes variables sociodemográficas y deportivas con respecto al perfil factorial obtenido. Adicionalmente a todo lo señalado, se considera que este estudio es pertinente porque en nuestra revisión de las publicaciones encontradas en *Google Académico*, encontramos que en Colombia no se han realizado hasta la fecha alguna validación del CEQS que brinde información confiable y válida sobre el perfil de EC en deportistas.

## **Método**

### ***Participantes***

La muestra estuvo compuesta por un total de 207 deportistas residenciados en Colombia, superando el tamaño mínimo esperado tanto para el AFE, como para el AFC (Hair et al., 1999), considerándose como



una muestra de tamaño moderado para el caso de este tipo de estudios (Hernández et al., 2016). No se encontró información poblacional en el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) o en el Ministerio del Deporte de Colombia (Mindeporte), que permitiera el cálculo del tamaño de la muestra a partir de su información, o la comparación de características de nuestra muestra con respecto a la poblacional. La mayoría estadística eran hombres ( $p=65.22\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.30$ ;  $1-\beta=.99$ ). Con edades comprendidas entre los 18 años y los 42 años, aunque la mayoría se encontraba cercano a los 24.55 años en promedio ( $S=5.626$ ;  $K-S_p=.000$ ;  $A_s=1.06$ ). Con respecto al estrato social que se registra en Colombia (DANE, s.f.), la mayoría estadística vive en domicilios ubicados en Estrato III ( $p=33.82\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.55$ ;  $1-\beta=1.00$ ), sin que hubiese otro estrato social que le fuese significativamente similar. Con respecto al estado civil, la mayoría estadística eran solteros ( $p=85.02\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=1.39$ ;  $1-\beta=1.00$ ), sin que hubiese otro estado civil que le fuese significativamente similar. Con respecto al departamento, la mayoría estadística reside en el Atlántico ( $p=32.85\%$ ;  $\chi^2_p=0.00$ ;  $\omega=.99$ ;  $1-\beta=1.00$ ), sin que hubiese otro departamento que le fuese significativamente similar. Con respecto al nivel de estudios, la mayoría estadística obtuvo el título en un pregrado universitario ( $p=42.51\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.95$ ;  $1-\beta=1.00$ ), no obstante, no hubo diferencias estadísticamente significativas con respecto a los que obtuvieron su título de bachiller ( $p=33.33\%$ ;  $Z=1.92$ ). Los deportes que realizaban eran: basquetbol, fútbol, rugby, *ultimate frisbee* y voleibol, aunque la mayoría estadística practicaba *ultimate frisbee* ( $p=65.22\%$ ;  $\chi^2_p=0.00$ ;  $\omega=.35$ ;  $1-\beta=.99$ ), sin que hubiese otro deporte que le fuese significativamente similar. La mayoría señaló que era un deportista aficionado ( $p=61.84\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.24$ ;  $1-\beta=.93$ ), con una posición titular ( $p=56.86\%$ ;  $\chi^2_p=.05$ ;  $\omega=.14$ ;  $1-\beta=.50$ ) y que juega tanto como defensivo como de ofensivo ( $p=56.52\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.52$ ;  $1-\beta=1.00$ ). Este estudio se acogió a las Buenas Prácticas Clínicas (BPC) de la Conferencia Internacional de Armonización (ICH) de acuerdo con la Resolución N° 2378 del Ministerio de Protección Social de Colombia, la Declaración de Helsinki versión 2013, las guías operativas de la Organización

Mundial para la Salud (OMS), así como el Informe Belmont, siendo aprobado por el Comité de Ética en Investigación en el Área de la Salud de la Universidad del Norte (Uninorte) el 02 de abril de 2020 y legalizada mediante acta No. 204.

### ***Medición***

**Cuestionario de Eficacia Colectiva (CEQS; Shorts et al., 2005).** Se utilizó la traducción al español de Martínez et al. (2011). Dos traductores españoles profesionales tradujeron la escala de inglés a español y otros dos traductores realizaron la traducción del español al inglés. Posteriormente, se verificó la claridad de las instrucciones y de los ítems en 25 atletas haciendo ajustes al cuestionario con base a estos resultados y con el asesoramiento de los traductores. El CEQS es un cuestionario de autoinforme que mide el nivel de confianza que tienen los deportistas hacia su equipo. Este cuestionario consiste en veinte ítems, la escala se contesta según un rango de 11 puntos, que varía entre 0 (“Nada confiado”) y 10 (“extremadamente confiado”), con una estructura de cinco factores, cada uno con cuatro ítems: Persistencia (ejemplo: “actuar bajo presión”  $\alpha=.81$ ) Preparación: (ejemplo: “prepararse mentalmente para la competición”  $\alpha=.87$ ) Unidad: (ejemplo: “resolver conflictos”  $\alpha=.85$ ) Habilidad: (ejemplo: mostrar más habilidad que el otro equipo”  $\alpha=.91$ ) Esfuerzo: (ejemplo: “superar distracciones”  $\alpha=.87$ ).

Valoración Subjetiva de la Relación General con los Miembros del Equipo al que Pertenece el Deportista: Para indagar la valoración subjetiva de la relación general con los miembros del equipo al que pertenecen, los deportistas respondieron al siguiente enunciado: “Mi relación general con los miembros del equipo” en una escala de 0 a 10, donde 0 es muy mala y 10 es extremadamente buena. Posteriormente se presentó el siguiente enunciado para indagar de manera abierta por la relación con los miembros del equipo: “Describa cómo es su relación con los miembros del equipo deportivo al que pertenece”.

**Cuestionario de Variables Sociodemográficas.** Cuestionario de autoinforme que explora las variables: sexo (masculino, femenino), edad, estrato socioeconómico (1,2,3,4,5,6), departamento donde

reside, nivel de estudio (Bachiller, Técnico Superior Universitario, Pregrado Universitario, Especialista, Magister, Doctor).

**Cuestionario de Variables Sociodeportivas.** Cuestionario de autoinforme, conformado por las siguientes preguntas: ¿Cuál es el deporte que usted está practicando actualmente?, seleccione en qué nivel deportivo se encuentra (amateur, profesional), ¿Usted se encuentra en la línea titular de su equipo? (sí, no) y ¿Cuál es su posición o rol como deportista en su equipo? (defensivo, ofensivo, ambas).

### ***Procedimiento***

La aplicación del cuestionario se hizo por internet durante el año 2020. Se siguieron las recomendaciones de Eiroá et al. (2008): se contactó inicialmente a los deportistas y entrenadores a través de las listas de correo oficiales y de las redes sociales (RRSS) de clubes y equipos deportivos de Colombia, además se utilizó el correo electrónico para una comunicación directa con entrenadores y técnicos para la explicación de los objetivos y alcances del proyecto y resolver sus inquietudes. Posterior a la introducción, explicación y al aval de los entrenadores y técnicos, se hizo uso de plataformas como *Meet* o *Zoom* para la aplicación del instrumento alojado en la plataforma de encuestas de *Google* porque es de uso abierto y ha demostrado ser confiable y válida para la recolección de datos e información en el ámbito de la salud e investigación (Rayhan et al., 2013).

A los deportistas se le dio acceso al enlace del cuestionario y se aseguró su participación voluntaria y anónima mediante el uso de un consentimiento informado que no permitía el avance dentro del cuestionario si no se cumplían estos criterios y con los criterios de inclusión a la muestra (deportista, mayor de edad y residiendo en Colombia). También se aseguró el libre abandono del estudio por medio de un botón de salida activo a lo largo de toda la encuesta. Se les informó a los participantes los objetivos de estudio y de las características de cada instrumento de medida. Les tomo en promedio un total de 20 minutos para responder a las preguntas, tiempo durante el cual la investigadora estuvo disponible para resolver dudas o preguntas, se les indicaba

que escribieran por el chat interno de la plataforma para resolver sus inquietudes de manera confidencial. La aplicación se realizó antes de que empezaran sus entrenamientos virtuales.

Se llevó a cabo el análisis de ítems, para luego identificar cuál es la estructura factorial que mejor explica las respuestas al CEQS, se siguió lógica del método de dos pasos de Anderson y Gerbin (1988), también conocido como: “modelo no restringido (exploratorio) pero con una finalidad confirmatoria” (Joan y Anguiano-Carrasco, 2010, p. 24) o simplemente AFE con fines confirmatorios (Pérez et al., 2000), el cual se aplicó de acuerdo con la estrategia de modelos rivales (Hair et al., 1999), valorando en el segundo paso, el ajuste de todos los modelos factoriales identificados en el primer paso, incluso utilizando como criterio *a priori*, al modelo de cinco factores descrito por Shorts et al. (2005) y utilizado por Martínez et al. (2011), así como el de un factor utilizado por Martínez-Alvarado et al. (2019), pero esta vez, también asumimos la posibilidad de que dicho factor fuese también de segundo nivel u orden, en todos los modelos anteriores.

No se modelaron las estructuras de los estudios de Santi et al. (2019), porque ellos cambiaron sin justificación el rango de opciones de respuesta de 11 puntos a 10 puntos, por lo que sus resultados no son estrictamente comparables y porque ellos al encontrar problemas de multicolinealidad entre las dimensiones de Esfuerzo y Persistencia del CEQS, decidieron fusionarlas de manera arbitraria (manualmente), cambiando la estructura de cinco a cuatro, sin que ello proviniese de la distribución empírica que hubiese señalado el AFE. En el caso de Fransen et al. (2014), se eliminan tres ítems del CEQS, por tener cargas factoriales cruzadas superiores a .40, pero no describen cómo fue la distribución de los ítems en el modelo bifactorial. Al respecto, el método de corrección refinada, mediante el uso del método de regresión, es un avance en este sentido ya que, al considerar el aporte de todos los ítems en todos los factores, para poder ofrecer una medida factorial pura e independiente, hace que desaparezca la preocupación por el efecto de las cargas cruzadas entre factores, pues las incluye en el proceso de cálculo, aislando sus efectos.

Se determinó: 1) que no existieran matrices de correlación ítem-ítem que conlleven a matrices no definidas positivamente; 2) la existencia de una estructura factorial posible tanto en matrices de correlación ítem-ítem basadas en Pearson ( $MC_{Pearson}$ ), como policóricas ( $MC_{Policóricas}$ ), a partir del Determinante (D) de dichas matrices, el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer y Olkin ( $KMO$ ) y la significancia de la Esfericidad de Bartlett ( $p_{Bartlett}$ ); 3) la presencia del supuesto de normalidad multivariante a partir de la Kurtosis Relativa Multivariante ( $RMK$ ) de Mardia (1970); 4) que no existan modelos factoriales que impliquen: 4.1) una solución impropia (Cuttance, 1987; Hoffmann et al., 2013) 4.2) casos Heywood (Lloret et al., 2014). Luego se identificó y describió el conjunto de modelos factoriales posibles, los cuales se obtuvo utilizando los criterios de: 5.1)  $\delta_{exp} > 60\%$ ; 5.2)  $\lambda > 1$ ; 5.3) CC en el gráfico de sedimentación; 6.1) MAP; 6.2) CPA y 6.3) OPA. Con lo anterior se aseguró que la extracción de los modelos rivales se cumpliera tanto para criterios basados en remuestreo (criterios 6.1, 6.2 y 6.3), como en los que no están basados en remuestreo (criterios 5.1, 5.2 y 5.3); aplicados tanto para  $MC_{Pearson}$  como  $MC_{Policórica}$ . Todos los análisis se realizaron a partir del método de Componentes Principales ( $PC$ ) y de Residuales Mínimo ( $MINRES$ ) según el uso de  $MC_{Pearson}$  o  $MC_{Policóricas}$ , respectivamente. En ambos casos se utilizó la rotación *Varimax*, de manera de cumplir con el supuesto de independencia requerido por los modelos factoriales de medida (Johnson, 2000), más aún cuando posteriormente se realizaron cálculos de validez convergente.

En el AFC se analizaron los indicadores de ajuste: absoluto, incremental y parsimonia, utilizando como base de cálculo los métodos de: Máxima Verosimilitud ( $ML$ ) y Mínimos Cuadrados No Ponderados ( $ULS$ ) en todos los modelos obtenidos en el AFE y en las estructuras obtenidas en estudios *a priori*, que no coincidan con estas, así como también, en los modelos duplicados de los anteriores, pero al que se les agregó un puntaje factorial de segundo nivel, que represente al puntaje total de EC para el deporte y finalmente un modelo con un único factor de primer nivel que represente la unidimensionalidad teórica de este constructo. Se calculó el coeficiente  $\Omega$  para determinar su confiabilidad.

Para determinar la validez convergente del modelo factorial ganador, se llevó a cabo una regresión múltiple entre sus factores y la pregunta de Valoración Subjetiva de la Relación General con los Miembros del Equipo al que Pertenece el Deportista. Para determinar la tipología de la CEQS que ayudará a la gestión de estrategias de intervención individuales y colectivas, se realizó un análisis de clúster bietápico con medida de distancia Log-verosimilitud y criterio de agrupación por el método de Akaike, analizando la calidad de su segmentación a partir de la medida de silueta de cohesión y separación entre clústeres (MSCSC), la cual debe ser superior a 0.05, para luego comparar los resultados de dicha agrupación con la pregunta de Valoración Subjetiva de la Relación General con los Miembros del Equipo al que Pertenece el Deportista. Finalmente se realizó la caracterización de los puntajes factoriales con respecto a variables sociodemográficas y deportivas, a partir de la comparación para variables dicotómicas (*t de Student*) y policotómicas (Anova), según sea el caso del resultado factorial obtenido y según se cumplan o no los supuestos paramétricos. En todos ellos, se calculó la significancia ( $p$ ), el tamaño del efecto ( $d$ ) y la potencia estadística ( $1-\beta$ ).

## Resultados

El resultado del análisis de ítems que la p3, p6 y p7 fueron los únicos que no tuvieron problemas al momento de captar las respuestas de los participantes a lo largo de todas las opciones de respuesta ya que, en el resto de los ítems, ninguna persona eligió la opción de “Nada Confiado”. Ninguno de los ítems tuvo una distribución normal ya que en todos su  $K-S_p$  fue menor al criterio de .05. La asimetría en todos ellos fue marcadamente asimétrica negativa, por lo que la mayoría de las respuestas tendían a estar hacia la opción de “Extremadamente confiado”. No obstante, se cumplió con el supuesto de normalidad multivariante de los errores ya que el valor absoluto del  $RMK$  fue menor al criterio de 1.96 ( $RMK=1.378$ ). Se determinó que sí existe una estructura factorial subyacente en las respuestas de los participantes al

CEQS, tanto para la  $MC_{Pearson}$  como para  $MC_{Policórica}$ , ya que el  $KMO$  fue mayor que .05 ( $KMO_{Pearson}=.972$ ;  $KMO_{Policórica}=.956$ ), el  $D$  tendió a 0 ( $D_{Pearson}=4.486*10^{-15}$ ;  $D_{Policórica}=1.038*10^{-12}$ ) y el  $p_{Bartlett}$  fue menor a .05 ( $p_{Bartlett-Pearson}=.000$ ;  $p_{Bartlett-Policórica}=.000$ ).

Se determinó la existencia de 7 modelos factoriales posibles. El modelo 1, compuesto por 1 solo factor de primer nivel, que se compone por los 20 ítems del CEQS, cuya identificación se hizo tanto para la  $MC_{Pearson}$  como para la  $MC_{Policórica}$ , a partir de los criterios de:  $\lambda > 1$  ( $F1_{MCPearson}=16.01$ ),  $\delta exp > 60\%$  ( $F1_{MCPearson}=80.04\%$ ;  $F1_{MCPolicórica}=72.74\%$ ) y los resultados del CPA y del OPA. Los modelos 2.1 y 2.2 son de 2 factores, con la diferencia en que el modelo 2.1 no tiene un factor total de segundo nivel. La distribución de los ítems ( $F_1$ : del  $p_1$  al  $p_{12}$  y luego del  $p_{17}$  al  $p_{20}$ ;  $F_2$ : del  $p_{13}$  al  $p_{16}$ ) proviene del CC y del MAP para la  $MC_{Pearson}$ . Los modelos 4.1 y 4.2 son de cinco factores de primer nivel, con la diferencia de que en el modelo 4.1 no se tiene el factor total de segundo nivel. La distribución de los ítems de los factores de primer nivel ( $F_1$ :  $p_3, p_7, p_9$  y  $p_{11}$ ;  $F_2$ :  $p_4, p_{12}, p_{18}$  y  $p_{19}$ ;  $F_3$ :  $p_2, p_6, p_{13}$  y  $p_{20}$ ;  $F_4$ :  $p_1, p_5, p_{14}, p_{15}$  y  $F_5$ :  $p_8, p_{10}, p_{16}$  y  $p_{17}$ ), proviene del criterio *a priori*, de Martínez et al. (2011) quien asume la estructura de Shorts et al. (2005). Los modelos 5.1 y 5.2 son también de dos factores de primer nivel, con la diferencia de que la distribución de los ítems en sus factores de primer nivel ( $F_1$ : del  $p_1$  al  $p_2$  y luego del  $p_{13}$  al  $p_{16}$  y  $F_2$ : del  $p_3$  al  $p_{12}$  y luego del  $p_{17}$  al  $p_{20}$ ), provienen del criterio de  $\lambda > 1$  ( $F1_{MCPolicórica}=1.15$ ), el CC y el MAP, para las  $MC_{policórica}$ . Al modelo 5.2, se le agregó un factor total de segundo nivel.

Los modelos 2.2, 4.2 y 5.2 fueron rechazados porque su matriz PSI no estaba definida positivamente en ML y en ULS, trayendo como consecuencia que la varianza de error fuese negativa en el Factor 1 del modelo 2.2, tanto para ML ( $Errorvar_{F1}=-2.01$ ) como para ULS ( $Errorvar_{F1}=-.20$ ); en el Factor 1 ( $Errorvar_{F1}=-.024$ ) y en Factor 5 ( $Errorvar_{F5}=-.014$ ) del modelo 4.2 de ML y para el Factor 1 ( $Errorvar_{F1}=-.026$ ), el Factor 3 ( $Errorvar_{F3}=-.017$ ) y el Factor 5 ( $Errorvar_{F5}=-.015$ ) del modelo 4.2 de ULS. En el Factor 1 de ML del modelo 5.2 ( $Errorvar_{F1}=-2.01$ ) y de ULS ( $Errorvar_{F1}=-.20$ ). También se rechazaron porque en todos ellos

la matriz de covarianza tampoco estaba definida positivamente. De los restantes modelos evaluados, en la Tabla 1, se presentan los indicadores de ajuste absoluto y en la Tabla 2, los de ajuste incremental y parsimonia, respectivamente.

**Tabla 1**

*Indicadores de ajuste absoluto*

Modelo	Distribución	$\chi^2$	$\chi^2 / gl$	GFI	RMSR	RMSEA	NCP	ECVI
1	ML	1507.42	8.87	.58	.041	.200	1337.42	7.71
1	ULS	1561.23	9.18	1.00	.041	.200	1391.23	7.97
2.1	ML	472.57	4.59	.78	.032	.130	369.57	2.61
2.1	ULS	490.17	4.76	1.00	.029	.140	387.17	2.70
4.1	ML	1296.23	8.10	.61	.064	.190	1136.23	6.78
4.1	ULS	1277.45	7.98	1.00	.039	.180	1117.45	6.69
5.1	ML	698.79	4.13	.73	.057	.130	592.11	4.09
5.1	ULS	0963.59	5.70	1.00	.033	.150	794.59	5.08

**Tabla 2**

*Indicadores de ajuste incremental*

Modelo	Distribución	AGFI	CFI	NNFI (TLI)	NFI	PNFI	PGFI
1	ML	.048	.96	.95	.95	.85	.47
1	ULS	1.00	1.00	1.01	1.00	.89	.81
2.1	ML	.71	.98	.98	.97	.83	.59
2.1	ULS	1.00	1.00	1.01	1.00	.86	.76
4.1	ML	.49	.97	.96	.96	.81	.47
4.1	ULS	1.00	1.00	1.01	1.00	.84	.76
5.1	ML	.66	.98	.97	.86	.86	.59
5.1	ULS	1.00	1.01	1.00	.89	.89	.8



Considerando que el modelo 2.1 fue el que tuvo el mayor número de indicadores de ajuste adecuados, al tener: el  $\chi^2$  más bajo ( $\chi^2_{2.1ML}=472.57$ ), el *GFI* más alto ( $GFI_{2.1ML}=0.78$ ), el *RMSR* más bajo ( $RMSR_{2.1ML}=0.032$ ), el *NCP* más bajo ( $NCP_{2.1ML}=369.570$ ), el *ECVI* más bajo ( $ECVI_{2.1ML}=2.61$ ), el *AGFI* mayor o igual a .90, sin llegar al tope de 1.00 ( $AGFI_{2.1ML}=.71$ ), al igual que en *NNFI* ( $NNFI_{2.1ML}=.98$ ), el *NFI* ( $NFI_{2.1ML}=.97$ ) y al *CFI* ( $CFI_{2.1ML}=.98$ ), compartiendo la adecuación del ajuste en este último indicador con el modelo 5.1, quien es el modelo que posee el indicador más alto en *PNFI* ( $PNFI_{5.1ULS}=.89$ ). El modelo con el mayor *PGFI* es el modelo 1 ( $PGFI_{1ULS}=.81$ ). Asimismo, el modelo 2.1 fue el único en estar más cerca del umbral máximo admisible de .10 para *RMSEA* ( $RMSEA_{2.1ML}=.130$ ). La conclusión es que el modelo 2.1, posee la estructura factorial que mejor explica las respuestas al CEQS. Este modelo al estimarse desde ML y al cumplirse el supuesto de normalidad multivariante de los errores, supone que la parametrización de su norma de corrección proviene de  $MC_{Pearson}$ , por lo que posee un 84.44% de  $\delta_{exp}$ , teniendo este porcentaje una diferencia grande ( $\omega=0.68$ ), estadísticamente potente ( $1-\beta=99.08\%$ ) y significativo con respecto al azar ( $\chi^2_p = 8.27*10^{-23}$ ).

**Tabla 3**

*Parámetros de Corrección del Modelo 2.1*

Ítems	$\mu$	$\delta$	Factor 1	Factor 2
p1	6.72	2.28	.038	.034
p2	7.29	2.31	.017	.070
p3	7.43	2.45	.049	.027
p4	7.54	2.44	.113	-.054
p5	7.22	2.38	.072	-.000
p6	7.09	2.47	.147	-.094
p7	7.47	2.53	.105	-.043
p8	7.33	2.43	-.013	.106
p9	7.10	2.33	.155	-.106

p10	7.56	2.46	.182	-.138
p11	7.48	2.36	.153	-.100
p12	7.17	2.36	.235	-.207
p13	7.04	2.40	-.242	.392
p14	7.00	2.41	-.253	.407
p15	7.05	2.35	-.249	.403
p16	7.18	2.37	-.178	.315
p17	7.60	2.38	.148	-.095
p18	7.81	2.29	.103	-.038
p19	7.82	2.31	.124	-.063
p20	7.24	2.38	.149	-.097

Los parámetros de corrección del modelo 2.1 se presentan en la Tabla 3 y en la Tabla 4, los parámetros para su interpretación.

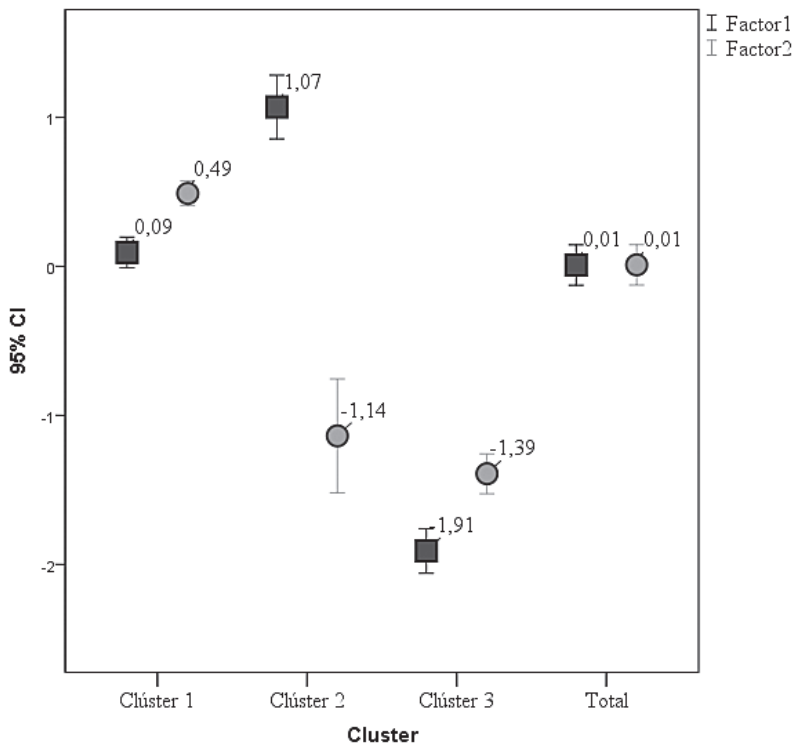
**Tabla 4**

*Parámetros de Interpretación del Modelo 2.1*

Interpretación	Factor 1	Factor 2
Muy alto	$Z_{F1} > 2.32$	$Z_{F2} > 2.19$
Alto	$2.32 > Z_{F1} > .66$	$2.19 > Z_{F2} > .57$
Esperado	$.66 < Z_{F1} < -.44$	$.57 < Z_{F2} < -.50$
Bajo	$-.44 > Z_{F1} > -2.09$	$-.50 > Z_{F2} > -2.12$
Muy bajo	$Z_{F1} < -2.09$	$Z_{F2} < -2.12$

La consistencia interna del modelo 2.1 fue excelente ( $\Omega = .995$ ). La distribución del Factor 1 abarca los -2.83 puntos y los 3.09 puntos, sin que la misma sea una curva normal ( $K-S_p = .000$ ), sino que se encuentra coleada hacia la izquierda ( $As = -.68$ ). La distribución del Factor 2 abarca desde los -3.89 puntos hasta los 2.19 puntos, sin ser una curva normal ( $K-S_p = .000$ ), sino que también se encuentra coleada hacia la izquierda ( $As = -1.14$ ).

El resultado del análisis de clúster permitió determinar la existencia de una buena segmentación (MSCSC=0.6) conformada por 3 agrupaciones; siendo la primera de ellas la más grande, de forma significativa, con una diferencia grande y estadísticamente potente ( $p=72.38\%$ ;  $\chi^2_p=.00$ ;  $\omega=.82$ ;  $1-\beta=1.00$ ); seguido por la segunda ( $p=15.71\%$ ;  $Z=11.70$ ) y la tercera ( $p=11.90\%$ ;  $Z=12.55$ ).



**Figura 1.** Barras de error por clúster y en la distribución total, de los Factores del Modelo 2.1

De acuerdo con la Figura 1, en el Clúster 1 se puede observar que el puntaje del Factor1 es similar a lo esperado en la distribución Total,

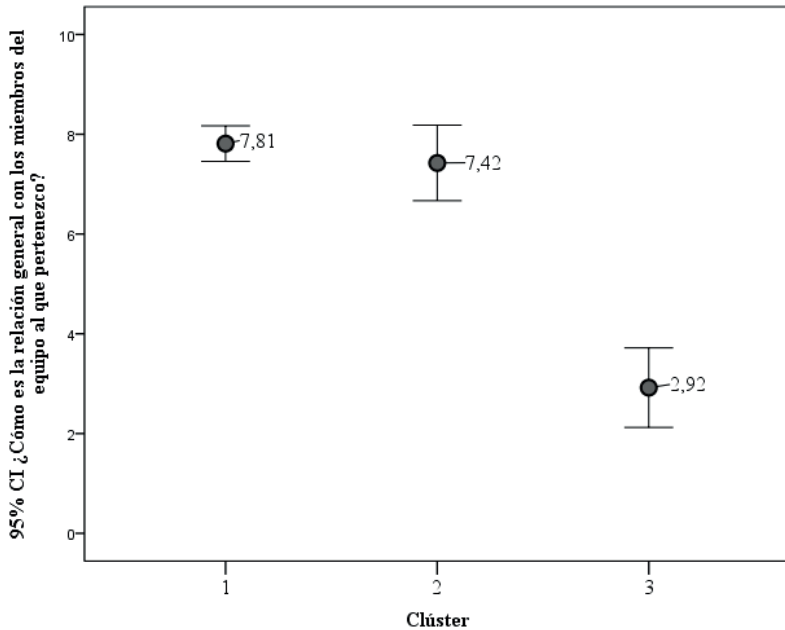
mientras que, en el Factor2 los puntajes son significativamente mayores a lo esperado en la distribución Total. En el Clúster 2, se puede observar que los puntajes del Factor1, se encuentra significativamente más alto que en la distribución Total, mientras que, en el Factor2 la distribución es significativamente más baja. Finalmente, en el Clúster 3, los puntajes son significativamente más bajos en ambos factores, comparado con la distribución Total. En la Tabla 5, se presentan los parámetros para la clasificación de los deportistas en uno de los tres clústeres obtenidos, mediante una ecuación de regresión logística multinomial, la cual tuvo un 100% de correcta clasificación y que es mucho más fácil de aplicar que el método de distancias original del clúster aplicado.

**Tabla 5**

*Parámetros para la clasificación de los deportistas en alguno de los clústeres de la tipología subyacente al Modelo 2.1*

Indicador	Clúster 1	Clúster 2	Clúster 3
Factor 1	-2.92	340.11	-59.27
Factor 2	14.55	-442.58	-49.32
Constante	6.22	-351.41	-100.40

Con respecto a la medida criterial externa al CEQS, la mayoría de los deportistas eligieron la opción 9 ( $p=25.12\%$ ) y la opción 8 ( $p=21.74\%$ ), generando una distribución cercana a los 7.16 puntos en promedio ( $S=2.67$ ), razón por la cual, su distribución no fue normal ( $K-S_p=.000$ ), sino que se encuentra coleada hacia la derecha ( $A_S = -.941$ ). La capacidad predictiva del modelo 2.1 con esta medida criterial fue estadísticamente significativa ( $p=.000$ ) y excelente ( $R=.627$ ), siendo que a mayor puntaje en el Factor1 ( $p_{F1}=.00$ ;  $\beta_{F1}=.501$ ) y en el Factor2 ( $p_{F1}=.00$ ;  $\beta_{F1}=.375$ ), se considerará como extremadamente buena la relación general con los miembros del equipo al que cada deportista pertenece, de lo contrario, se tenderá a considerar muy mala.



*Figura 2.* Barras de error por clúster y el criterio externo

En la Figura 2, se observa que el Clúster 3, es significativamente menor en la variable criterio, comparado con el grado en que se valora la relación general con los miembros del equipo al que el deportista pertenece es extremadamente buena. Finalmente, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los factores del modelo 2.1 con respecto a las variables sociodemográficas o deportivas analizadas, los tamaños del efecto fueron pequeños y sin potencia estadística.

## Discusión y conclusiones

A diferencia de Martínez et al. (2011), en esta investigación se identificó como el modelo que mejor explica las respuestas del CEQS al de dos factores de primer nivel, pero al igual que ellos se descartó la

posibilidad de utilizar un modelo unidimensional. La explicación del porqué de esta diferencia, está primero en que el modelo declarado por ellos, provino del esfuerzo de Shorts et al. (2005), por mantener la validez aparente de su propuesta teórica, a expensas de los resultados empíricos y en ello no se consideró el principio de extracción de factores que describe García et al. (2019), que supone la imposibilidad de poder tener modelos factoriales con el mismo número de ítems, lo cual no es una práctica adecuada para la creación de instrumentos de medida, pues nunca aparecerán como psicométricamente válidos, aunque ella sea a veces difundida por autores como Ardila (2011).

Podemos señalar entonces, que estos resultados corrigen el sesgo confirmatorio de los estudios anteriores; de hecho, al modelar la estructura de cinco factores, encontramos una advertencia del sistema que alertaba la imposibilidad de su uso, dado que la matriz de correlación entre factores no estaba definida positivamente, un error que es muy común (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2020), pero que “cabe señalar que la mayoría de los investigadores probablemente ni siquiera se dan cuenta de que se han topado con una matriz de correlación que no está definida positivamente” (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2020, p. 2) y de hecho, esto podría explicar por qué Shorts et al. (2005), Martínez et al. (2011), Paes (2014), Boughattas y Noureddine (2017) y Martínez-Alvarado et al. (2019), llegan a la conclusión de que el modelo de cinco factores, aun teniendo el mismo número de ítems por factor, era inadecuado para explicar las respuestas del CEQS.

Con base al análisis de contenido de los ítems, decidimos denominar al Factor 1: Confianza en la dinámica interna, definida como la confianza que tienen los jugadores en el desempeño del equipo en sus dinámicas internas, incluyendo la preparación durante los entrenamientos y la comunicación dentro del equipo (por ejemplo, mantener una comunicación efectiva, preparar una estrategia exitosa) y al Factor 2: Confianza en la habilidad competitiva del equipo; es decir, la confianza que tienen los jugadores en el desempeño del equipo para superar en rendimiento a un equipo rival (por ejemplo, superar en jugadas al equipo rival). Este Factor coincide con el factor de Habilidad

de Martínez et al. (2011), pero no mantuvimos por completo esta definición, puesto que realmente no se mide la habilidad del equipo, sino la confianza en su habilidad para competir.

El que la estructura factorial obtenida, no coincida con la propuesta por los estudios anteriormente señalados, no implica que no se relacione con la teoría de EC original de Bandura (1997), sino que más bien, da cuenta de su evolución dentro del contexto deportivo; por ejemplo, Leo et al. (2015), comentan que “Beauchamp (2007), basándose en la teoría de la autoeficacia de Bandura (1997), desarrolló un modelo de eficacia colectiva donde existe una serie de antecedentes y consecuencias que derivan de la eficacia colectiva y que distinguen dos líneas de investigación” (Leo et al., 2015, p. 171), la primera centrada en las consecuencias de la EC, entre las que destaca el rendimiento (Myers et al., 2004), coincidiendo así con el factor de confianza en la habilidad competitiva del equipo que descubrimos en el CEQS y la segunda, centrada en “los antecedentes que hacen referencia a diferentes factores que han demostrado incidir en la variable anterior, como son el liderazgo, el clima motivacional, la cohesión de quipo, las experiencias previas o el rendimiento pasado [...], la relación jugador-entrenador [...], la eficacia del rol [...], etc., para tratar de aportar otros aspectos psicológicos que puede incidir en esa eficacia colectiva” (Leo y col., 2015, p. 171), coincidiendo así con el factor de confianza en la dinámica interna del equipo que descubrimos en el CEQS.

Llama la atención que el factor de confianza en la dinámica interna conceptualmente coincidiría con la dimensión grupal de Lago (2000) y que sería entonces parcialmente colectiva, con lo cual, podría suponer que dicho factor, pudiera ser un indicador para el análisis de la mesoestructura del rendimiento en los deportes colectivos. Asimismo, el factor de confianza en la habilidad competitiva coincide conceptualmente con la dimensión colectiva del mismo autor, la cual es totalmente colectiva, pudiendo suponer que este factor sería un indicador para el análisis de la macroestructura del rendimiento en los deportes colectivos.

Asimismo podemos señalar que el modelo obtenido es libre del efecto de las variables sociodemográficas y sociodeportivas analizadas,

gracias al uso del modelo de regresión, como estrategia de corrección refinada.

Otro aspecto que destacar es que el uso de un rango de respuestas de 11 puntos presenta limitaciones dada la existencia de tres ítems que presentaron ausencia de respuestas en la opción de nada confiado, por lo que se recomienda la reducción del número de opciones en versiones posteriores de CEQS, la cual, requeriría que vuelva a hacerse el proceso de validación de su estructura interna, para certificar la permanencia de la estructura bifactorial.

Con respecto a la tipología de jugadores, con base al grado de confianza registrada en los factores de confianza en la dinámica interna del equipo (Factor 1) y de confianza en su habilidad competitiva (Factor 2), se denominó al clúster 1, como jugadores confiado, dado a que mantienen niveles esperados de confianza interna y externa, al clúster 2 lo denominamos jugadores escépticos, dado a que mantiene puntajes altos de confianza interna pero bajos de confianza externa y finalmente denominamos como jugadores desconfiados a aquellos que pertenecen al clúster 3 debido a que mantienen puntajes bajos en ambos factores (confianza interna y externa). Al analizar la relación del perfil y la tipología obtenida, con respecto al grado en que se percibe la relación general del jugador con el resto de los miembros del equipo, vemos que el perfil es adecuado para predecir este criterio externo y que en cuanto a la tipología, podemos determinar la necesidad de planificar intervenciones correctivas en el caso del clúster de jugadores desconfiados (11.90%), preventivas en el caso de los jugadores escépticos (15.71%) y la no intervención o intervención de promoción, en el caso de los jugadores confiados (72.38%); con lo cual, observamos también que las intervenciones correctivas y preventivas no serían el tipo de intervención más común que se requeriría aplicar. Estos perfiles y en particular su tipología, ofrecerían información sobre la interacción entre confianza interna y externa del equipo, lo cual permitiría a los administradores y entrenadores del equipo entender la dinámica de la EC de manera integral y ofrecer recomendaciones ajustadas a cada tipo de jugador o caracterizar a todo el equipo.



Dentro de las limitaciones, se puede señalar que las restricciones al quehacer regular de los equipos durante la pandemia por la enfermedad por corona virus descubierta en el año 2019 (COVID-19) supuso la suspensión de los entrenamientos presenciales y torneos deportivos en Colombia, aunque todos los equipos que participaron en el estudio, se encontraban realizando entrenamientos virtuales, creemos que ello podría suponer una fuente de varianza de error no controlada en este estudio; por ello y en aras de obtener evidencias para minimizar el sesgo de capitalización del azar, recomendamos el desarrollo de un nuevo estudio, posterior a la aplicación de las actuales medidas de emergencia sanitaria, para verificar la invarianza factorial del modelo bifactorial encontrado. No obstante, no creemos que ello pudiera afectar las conclusiones sobre la no pertinencia del modelo de cinco factores ya que como ya señalamos, este ignora el principio de extracción de factores, que no permite la existencia de modelos factoriales con el mismo número de ítems por factor, lo cual es una restricción técnica que se mantiene presente en contextos con o sin restricciones por el COVID-19. En ese estudio, también se debería hacer un esfuerzo por tratar de albergar una mayor diversidad de DC, o una distribución más equitativa entre los mismos. Igualmente, y en aras de proseguir con la línea que vincula a la EC con el DE, recomendamos el uso de indicadores de DE, como criterio externo para la validación del modelo bifactorial del CEQS, no obstante, dadas las restricciones de COVID-19, al suspenderse las competencias, cualquier indicador de esta variable no fue posible de ser registrada.

## Referencias

- Anderson, J. & Gerbing, D. (1988), Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>

- Ardila, N. (2011). Construcción de una Tabla de Especificaciones (Blue Print). *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 7(2), 103-108. <https://issuu.com/universidadelbosque/docs/vol7-2>
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Freeman
- Bandura, A. (2000). Exercise of human agency through collective efficacy. *Current Directions in Psychological Science*, 9, 75-78. <https://www.jstor.org/stable/20182630?seq=1>. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00064>
- Beauchamp, M. (2007). Efficacy beliefs within relational and group contexts in sport. En S. Lavallee y D. Jowett (Eds.), *Social Psychology in Sport* (pp. 181-193). Human Kinetics. <https://doi.org/10.5040/9781492595878>. <https://doi.org/10.5040/9781492595878.ch-013>
- Boughattas, W. & Kridis, N. (2017). Exploring the relationship between cohesion and collective efficacy in Tunisian sports teams: Validation of the Tunisian version of the Collective Efficacy Questionnaire for Collective Sports. *International Journal of Sport Culture and Science*, 5(1), 46-59. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/292865>. <https://doi.org/10.14486/intjscs645>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Cuttance, P. (1987), Issues and problems in the application of structural equation models, En Peter Cuttance & R. Ecob (Eds.), *Structural modeling by example: Applications in educational, sociological, and behavioral research* (pp. 241-279). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511601118.014>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (s.f.). Estratificación socioeconómica para servicios públicos domiciliarios. <https://www.dane.gov.co/index.php/servicios-al-iudadano/servicios-de-informacion/estratificacion-socioeconomica#generalidades>. <https://doi.org/10.2307/j.ctv2fq542r.8>
- DiStefano, C., Zhu, M. & Míndrilă, D. (2009). Understanding and using factor Scores: Considerations for the applied researcher.

- Practical Assessment, Research & Evaluation*, 14(20), 1-7. <https://doi.org/10.7275/da8t-4g52>
- Dunn, T., Baguley, T. & Brunsten, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(1), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Echeverri, J. (2012). Algunas consideraciones sobre los deportes de cooperación y oposición. *Viref: Revista de educación física*. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/viref/article/view/15333>
- Eiroá, F., Fernández, J., Irene, P. & Pérez, P. (2008), Cuestionarios psicológicos e investigación: Una revisión de la literatura, *Anales de Psicología*, 24(1), 150-157, [https://www.um.es/analesps/v24/v24\\_1/19-24\\_1.pdf](https://www.um.es/analesps/v24/v24_1/19-24_1.pdf). <https://doi.org/10.6018/analesps.29.1.135131>
- Fransen, K., Kleinert, J., Dithurbide, L., Vanbeselaere, N. & Boen, F. (2014). Collective efficacy or team outcome confidence? Development and validation of the Observational Collective Efficacy Scale for Sports (OCESS). *International Journal of Sport Psychology*, 45(2), 121-137. <https://doi.org/10.1037/t61607-000>
- García, E.; Gil, J. & Rodríguez, G. (2019). *Cuadernos de Estadística N° 7: Análisis Factorial* (2da ed.). La Muralla.
- Gully, S., Incalcaterra, K., Joshi, A. & Beaubien, J. (2002). A meta-analysis of team-efficacy, potency, and performance: Interdependence and level of analysis as moderators of observed relationships. *Journal of Applied Psychology*, 87, 819-832. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12395807/>. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.5.819>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. & Black, W. (1999), *Análisis Multivariante* (5ta ed.). Prentice Hall Iberia.
- Heise, D. & Bohrnstedt, G. W. (1970). Validity, invalidity and reliability. *Sociological Methodology*, 2(1), 104-129. <https://doi.org/10.2307/270785>
- Hernández, J. (1994). *Fundamentos de los Deportes, Análisis de la Estructura del Juego Deportivo*. INDE.
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G. & Elosua, P. (2016). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados

- en España. *Papeles del Psicólogo*, 37(3), 192-197. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=778/77847916006>
- Hoffmann, A., Stover, J., de la Iglesia, G. & Liporace, M. (2013), Correlaciones Policóricas y Tetracóricas en Estudios Factoriales. *Ciencias Psicológicas*, 12(2), 151-164. [http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1688-42212013000200005](http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005). <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Joan, P. & Anguiano. (2010), El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3150810>
- Johnson, D. (2000), *Métodos multivariados aplicados al análisis de datos*. International Thomson Editores.
- Lago, P. (2000). *La acción motriz en los deportes de equipo de espacio común y participación simultánea*. Universidad de Galicia.
- Leo, F., González-Ponce, I. y Sánchez (2015) El conflicto de rol y el conflicto de equipo como debilitadores de la eficacia colectiva. *Revista de Psicología del Deporte*, 24(1), 171-176. <https://ddd.uab.cat/record/128714>. <https://doi.org/10.1344/sn2021.25.33848>
- Lloret, S., Ferreres, T., Hernández, B. & Tomás, M (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2020). Not Positive Definite Correlation Matrices in Exploratory Item Factor Analysis: Causes, Consequences and a Proposed Solution, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1-10. <https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1735393>
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>

- Martínez-Alvarado, J., García, F., Palacios, L. & Rodríguez A. (2019). Traducción y Validación del Collective Efficacy Questionnaire for Sports (CEQS) en Deportistas Mexicanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 1(54). <https://www.redalyc.org/jatsRepo/4596/459664448006/html/index.html>. <https://doi.org/10.21865/ridep54.1.04>
- Martínez, J., Guillén, F. & Feltz, D. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Collective Efficacy Questionnaire for Sports. *Psicothema*, 23(3), 503-509. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3915>.
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Myers, N. D., Payment, C. A. & Feltz, D. L. (2004). Reciprocal relationships between collective efficacy and team performance in women's ice hockey. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practice*, 8(3), 182-195. <https://doi.org/10.1037/1089-2699.8.3.182>
- Paes, M. (2014). *Validação do collective efficacy questionnaire for sports (CEQS) para atletas brasileiros*. Curitiba: Universidade Federal do Paraná. <https://acervodigital.ufpr.br/handle/1884/36012>. <https://doi.org/10.22239/2317-269x.01620>
- Pérez, G., Chacón, S. & Moreno, R. (2000), Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446. <http://www.psicothema.es/pdf/601.pdf>. <https://doi.org/10.18800/psico.200402.002>
- Rayhan, R., Zheng y., Uddin, E., Timbol, C., Adewuyi, O. & Baraniuk, J. (2013). Administer and collect medical questionnaires with Google documents: a simple, safe, and free system. *Applied Medical Informatics*, 33(3), 12-21. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3884902/>. <https://doi.org/10.1097/01.wox.0000412211.29434.ae>
- Santi, G., Bruton, A., Wadey, R., Pietrantoni, L. & Mellalieu, S. (2019). Psychometric Properties of an Italian Version of the Collective Efficacy Questionnaire for Sports. *International Journal of*

- Sport and Exercise Psychology*, 1(1) 1-18. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2019.1674900>
- Shea, P. & Guzzo, R. (1987). Groups as human resources. En K. M. Rowland & G. R. Ferris (Eds.), *Research in personnel and human resources management* (Vol. 5, pp. 323- 356). JAI Press
- Shorts, S., Sullivan, P. & Feltz (2005). Development and Preliminary Validation of the Collective Efficacy Questionnaire for Sports. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 9(3), 181-202. [https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0903\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0903_3)
- Timmerman, M. & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tukey, J. (1977). *Exploratory data analysis*. Addison-Wesley.
- Velicer, W. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327. <https://doi.org/10.1007/BF02293557>

Recibido: 2021-02-23

Revisado: 2022-05-24

Aceptado: 2022-08-23