



Carrasco-Venturelli, H.; Cachón-Zagalaz, J.; Ubago-Jiménez, J. L.; Lara-Sánchez, A. (2024). Validación y adaptación del cuestionario del clima motivacional percibido en el deporte-2, por adolescentes chilenos en la clase de educación física. *Journal of Sport and Health Research*. 16(2):197-210. <https://doi.org/10.58727/jshr.103644>

Original

VALIDACIÓN Y ADAPTACIÓN DEL CUESTIONARIO DEL CLIMA MOTIVACIONAL PERCIBIDO EN EL DEPORTE-2, POR ADOLESCENTES CHILENOS EN LA CLASE DE EDUCACIÓN FÍSICA

VALIDATION AND ADAPTATION OF THE PMCSQ-2 ON THE MOTIVATIONAL CLIMATE PERCEIVED BY CHILEAN ADOLESCENTS IN THE PHYSICAL EDUCATION CLASSROOM.

VALIDAÇÃO E ADAPTAÇÃO DO QUESTIONÁRIO DE CLIMA MOTIVACIONAL PERCEBIDO NO DESPORTO-2 POR ADOLESCENTES CHILENOS NA AULA DE EDUCAÇÃO FÍSICA.

Carrasco-Venturelli, Hanriette¹; Cachón-Zagalaz, Javier²; Ubago-Jiménez, José L.³; Lara-Sánchez, Amador²

¹Universidad de Los Lagos (Chile)

²Universidad de Jaén (España)

³Universidad de Granada (España)

Correspondence to:

Author Carrasco-Venturelli, Hanriette
Institution: Universidad de Los Lagos
Address: Av. Fuchslocher 1305,
Osorno.
Email: hanriette.carrasco@ulagos.cl

*Edited by: D.A.A. Scientific Section
Martos (Spain)*



Received: 27/12/2023

Accepted: 15/01/2024



RESUMEN

El objetivo de este estudio es la validación y adaptación del PMCSQ-2 para aplicarlo a la población escolar de adolescente chilenos con base en el instrumento usado en la clase de educación física del contexto español, con la intención de medir la percepción del clima motivacional en dicha materia. Este cuestionario se aplicó a una muestra de 306 estudiantes en una primera fase y, en una segunda, replicando el estudio, intervinieron 3.172 sujetos. Tras recoger la información, se procedió a su análisis mediante el programa estadístico IBM SPSS.27, construyendo la matriz de datos con pruebas de distribución y dispersión, media, desviación típica, asimetría, curtosis e índice de homogeneidad corregido. Posteriormente, se estudió la dimensionalidad de la escala aplicando un análisis factorial exploratorio, con el programa FACTOR versión 11 actualizado en 2021. Asimismo, con el programa M-PLUS versión 7.3, se realiza un análisis factorial confirmatorio. Se concluye que el instrumento PMCSQ-2 proporciona un tipo de medición válida, fiable, fácil de aplicar y adaptado a los adolescentes en el contexto chileno, permitiendo evaluar dos variables disposicionales, percepción en el clima tarea y clima motivacional que implica el ego en la escuela. Los datos revelan que posee adecuadas propiedades psicométricas, lo que permite una evaluación válida y confiable.

Palabras clave: Validación de escalas, clima motivacional, adolescentes, Chile.

ABSTRACT

The aim of this study is the validation and adaptation of the PMCSQ-2 for application to the Chilean adolescent school population based on the instrument used in the physical education class in the Spanish context, with the intention of measuring the perception of the motivational climate in this subject. This questionnaire was applied to a sample of 306 students in a first phase and, in a second phase, replicating the study, 3,172 subjects took part. After collecting the information, it was analyzed using the IBM SPSS.27 statistical program, constructing the data matrix with distribution and dispersion tests, mean, standard deviation, skewness, kurtosis and corrected homogeneity index. Subsequently, the dimensionality of the scale was studied by applying an exploratory factor analysis, with the FACTOR version 11 program updated in 2021. Likewise, a confirmatory factor analysis was performed with the M-PLUS program version 7.3. It is concluded that the PMCSQ-2 instrument provides a valid, reliable, easy to apply and adapted to adolescents in the Chilean context, allowing the evaluation of two dispositional variables, perception in the task climate and motivational climate involving the ego at school. The data reveal that it has adequate psychometric properties, allowing a valid and reliable evaluation.

Keywords: Scale validation, motivational climate, adolescents, Chile.



INTRODUCCIÓN

La motivación es un mecanismo psicológico que contiene las metas a las que aspira el sujeto, el tiempo que establece para su obtención y el esfuerzo invertido para la consecución de ese objetivo (Weinberg & Gould, 1996). La motivación permite que la acción realizada perdure en el tiempo (Girar et al., 2023).

El clima motivacional es el ambiente creado por el profesorado en la clase que influye en el nivel de motivación y el comportamiento del alumnado, es decir, que los criterios que utilizan los estudiantes para conseguir los aprendizajes están influenciados por el clima creado en el contexto docente (Pérez-Romero et al., 2022). Por tanto, el clima motivacional es una variable que no debe ser olvidada dentro del proceso de enseñanza-aprendizaje (Martínez-Gómez et al., 2022).

Si el profesorado fomenta que los estudiantes se ayuden entre sí, premia el esfuerzo y la mejora y trata a todos por igual, estará promoviendo un clima tarea; si, por el contrario, premia el resultado en lugar del aprendizaje y a los jugadores/alumnos más destacados o propicia la competición/rivalidad entre ellos, estará fomentando un clima ego (Núñez et al., 2011).

El clima motivacional se analiza desde dos variables, (1) clima tarea, que se centra en la presencia de factores intrínsecos potenciando el esfuerzo y la mejora personal (Rokka et al., 2019), y (2) clima ego, en el que tienen mayor presencia factores extrínsecos como los resultados y el reconocimiento social (Kristjansdottir et al., 2022). En el caso de que la actividad esté centrada en el clima tarea, se potencian las características intrínsecas disminuyendo el clima ego, de forma que adquirieren mayor relevancia valores de carácter extrínseco (Claver et al., 2020).

En el caso de la Educación Física (EF), el profesorado debe ser consciente del clima que genera en el aula, dado que, desde la perspectiva de la adherencia hacia la práctica de la actividad física (AF) y/o deportiva, el clima tarea y el clima ego se correlacionan positivamente (Melguizo-Ibáñez et al., 2022). Por ello, una actitud positiva en el desarrollo de la docencia, podría incidir directamente en la mejora de la salud del estudiantado (Puertas-Molero et al., 2022) y, por el contrario, cuando la práctica de AF y/o deportiva se orienta hacia el clima ego,

valores como la competición adquieren un mayor grado de relevancia (González-Valero et al., 2017), lo que puede incidir en que cuando no se consiguen los objetivos deseados, se produzca el abandono de la actividad, fomentando negativamente la práctica de AF y/o deportiva a edades tempranas (Castro-Sánchez et al., 2018). En cambio, cuando se realizan actividades enfocadas a la tarea, estas pueden permanecer en el tiempo, por lo que los jóvenes podrían potenciar una adherencia positiva hacia un estilo de vida activo, reportando numerosos beneficios a la salud (Estruch & Ros, 2020).

Por lo expuesto, se hace necesario evaluar el clima motivacional generado en el aula, siendo fundamental contar con instrumentos válidos y confiables. En este sentido, algunos estudios han revisado cuestionarios que se utilizan con frecuencia y son útiles para la evaluación de la motivación en distintos ámbitos y/o contextos, como el estudio de Balaguer et al. (2021) que destaca entre varios instrumentos, en el ámbito deportivo el cuestionario (Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2, PMCSQ-2). Este instrumento, ha mostrado altos niveles de fiabilidad y validez, siendo uno de los más empleados para medir el clima motivacional (Lacerda et al., 2021). A él hay que sumar estudios de revisiones sistemáticas que también lo señalan y destacan (Cachón et al., 2023; Yépez et al., 2023).

Este cuestionario está basado en las aportaciones teóricas de Ames (1984, 1992) y Ames & Archer (1988) que recogen algunas de las características que definen el clima motivacional en los entornos de logro, tales como el diferente tipo de evaluación, el papel de la comparación social, el reparto de recompensas y castigos y la calidad de las relaciones entre los miembros del grupo. Asimismo, el equipo de Selfriz et al. (1992), desarrolló el PMCSQ para evaluar las percepciones de los deportistas sobre las estructuras de objetivos de clima motivacional prominentes creadas por su entrenador. Posteriormente Newton et al. (2000) crean un cuestionario al que llaman de igual forma, pero con el factor 2 (PMCSQ-2) ampliando el trabajo previo sobre el de Selfriz et al. (1992) y Walling et al. (1993). El análisis de componentes principales reveló que el PMCSQ-2 captaba seis dimensiones del clima motivacional que se etiquetaron como, (1) esfuerzo/mejora, (2) papel importante, (3) aprendizaje cooperativo, (4) rivalidad entre miembros



del equipo, (5) reconocimiento desigual, y (6) castigo por errores.

Dentro de este marco, el equipo de González-Cutre et al. (2008) adapta y válida para la EF, usando la versión traducida al español del PMCSQ-2 por Cecchini et al. (2005), basada en la versión original de Newton et al. (2000). Este cuestionario está compuesto por 33 ítems agrupados en dos factores: 1 percepción en el clima tarea compuesto por 17 ítems con tres subescalas y 2 clima motivacional que implica al ego con 16 ítems. También con 3 subescalas: utilizaba una escala tipo Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo).

González-Cutre et al. (2008) para la validación y adaptación del cuestionario PMCSQ-2 en la clase de EF, lo aplican a una muestra de 1.332 estudiantes (619 hombres y 713 mujeres) de 12 a 16 años de la región de Murcia (España). Llevaron a cabo un análisis de las propiedades psicométricas, realizando pequeñas modificaciones como sustituir la palabra entrenador por profesor, deportista por alumno y entrenamiento por clase. Se testó su estructura factorial a través del análisis factorial confirmatorio (AFC). Se comprobó la invarianza factorial del modelo por sexo y se analizó la consistencia interna por medio del alfa de Cronbach. Como resultado en la validez y fiabilidad, la consistencia interna mostró valores alfa de Cronbach de .91 para el clima ego (.76 para castigo por errores, .86 para reconocimiento desigual, .60 para rivalidad) y .85 para el clima tarea (.63 para aprendizaje cooperativo, .72 para esfuerzo/mejora y .70 para papel importante).

Por tanto, el objetivo en esta investigación es adaptar y validar el instrumento PMCSQ-2 en la población adolescente chilena, de modo que en su aplicación y obtención de resultados garantice una buena confiabilidad.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se realiza una investigación instrumental (Ato et al., 2013; Montero & León, 2007) para estudiar la dimensionalidad y fiabilidad del PMCSQ-2 que garantice su aplicación en el contexto chileno cumpliendo con unas propiedades científicas mínimas que avalen la fiabilidad y validez de los datos utilizados.

Participantes

Este estudio se realizó con estudiantes chilenos de la región de los Lagos de edades comprendidas entre 10 y 20 años de los distintos tipos de centros educativos (públicos, concertados y privados), para comprobar la adecuación del PMCSQ-2.

La investigación se ha hecho en dos fases. En la primera han participado 339 escolares, de los cuales 183 (54%) eran hombres y 156 (46%) mujeres, cuyas edades se han agrupado en preadolescentes (10-13 años, 39.8%, n=135) y adolescentes (14-20 años, 60.2%, n=204). A la vista de los resultados obtenidos se ha procedido a la realización de una segunda fase replicando el estudio con una muestra de 3.172 estudiantes de la misma región, 1.432 mujeres (45%) y 1.740 hombres (55%), cifras que presentan bastante equilibrio en cuanto a sexo y edad, siendo la media de 14.29 años, distribuidos en 1.184 (37.3%, preadolescentes de 10 a 13 años) y 1988 (62.7%, adolescentes de 14 a 20 años).

Instrumentos

Se utiliza el PMCSQ-2, que mide las percepciones del clima motivacional en las clases de EF para ser validado en dichas clases con adolescentes chilenos. Está basado en la escala creada por Newton & Duda (1998), pero se ha utilizado el que posteriormente han adaptado y validado al contexto español González-Cutre et al. (2008), que cuenta con los mismos 33 reactivos y dos factores de nivel más alto, (1) el clima tarea, que se agrupa en tres subescalas que comprenden: aprendizaje cooperativo, esfuerzo/mejora y papel importante y (2) el clima ego, que también contempla tres subescalas: castigo por errores, reconocimiento desigual y rivalidad entre los miembros del grupo. Se utiliza una escala tipo Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo) y se han tenido en cuenta solamente los dos factores de nivel superior.

Procedimiento

En primer lugar, se estableció contacto con la dirección de los centros educativos, seleccionados por conveniencia, para explicar el objetivo de la investigación y solicitar su colaboración, cuando se obtuvieron los permisos y consentimientos informados tanto del establecimiento como de los padres, se procedió a su aplicación. Cumpliendo con la Declaración de Helsinki de 1975 y su actualización en Brasil en el 2023, se informó al alumnado de los



objetivos del estudio, de la importancia de su participación y de que los datos se usarán bajo total anonimato, para ser publicados en revistas científicas. El Comité Ético de la Universidad de Jaén (España) ha avalado el estudio favorablemente, siendo su código de referencia JUN.23/0 TES.

Los cuestionarios fueron aplicados por la investigadora principal de este estudio, formada al efecto, realizándose según disponibilidad y coordinación de cada centro. Durante la implementación, que se extendió a lo largo de una sesión de 25 minutos por grupo, siempre estuvo presente un docente del establecimiento educativo.

Análisis estadístico

Una vez completados los cuestionarios, se procedió a su análisis, elaborando la matriz de datos con pruebas de distribución y dispersión, media, desviación típica, asimetría, curtosis y rango, utilizando el programa estadístico IBM SPSS.27 (IBM Corp., Armonk, NY, EE.UU.) (Muthén & Kaplan, 1992). Posteriormente se utilizó la secuencia del análisis factorial exploratorio (AFE) y del análisis factorial confirmatorio (AFC) como indican Lloret-Segura et al. (2014). Después se procedió al estudio de la dimensionalidad de la escala aplicando un AFE con el programa FACTOR creado por Lorenzo-Seva & Ferrando (2006) del Departamento de Psicología de la Universidad Rovira i Virgili de Tarragona, en su versión 11 actualizada en 2021. A la vista de los resultados se realiza el AFC replicando los parámetros estimados y especificando de nuevo el modelo, mediante el programa M-PLUS 7.3 (Muthén & Muthén, 1998-2012).

RESULTADOS

La adaptación y validación del cuestionario en adolescentes chilenos se ha realizado en dos fases, la primera con una muestra de $n=306$ sujetos de edades comprendidas entre 10 y 20 años, con la finalidad de identificar los factores o variables latentes, algo necesario para explicar la varianza común de la totalidad de los ítems analizados. Seguidamente se ha replicado con $n=3.172$ sujetos.

En la primera fase se calcularon los valores descriptivos, primero la tendencia central (media) y después se calcularon las curvas de dispersión de los ítems aplicando las pruebas de desviación típica, índice de homogeneidad corregida, así como la asimetría y la curtosis, teniendo en cuenta como valor

aceptable para estos dos últimos estadísticos el rango ± 2.000 (Bandalos & Finney, 2010; Muthén & Kaplan, 1992). de los resultados obtenidos se ha podido comprobar que todos los ítems presentaron una distribución aceptable, así como el valor de la desviación típica que supera en todos los ítems 1.000. El índice de homogeneidad corregido también presenta valores aceptables, todos por encima de .300 (tabla 1. PMCSQ-2).

Tabla 1. Tendencia central y medidas de dispersión de los ítems de la escala PMCSQ-2

Variables	n = 306					n = 3172				
	M	DT	Asim.	Curt.	IHc	M	DT	Asim.	Curt.	IHc
V1	3.70	1.307	-.665	-.663	.493	3.79	1.260	-.810	-.356	.408
V2	2.31	1.233	.535	-.752	.391	2.41	1.307	.522	-.852	.362
V3	2.46	1.323	.363	-1.067	.326	2.53	1.328	.353	-1.011	.365
V4	3.15	1.255	-.210	-.821	.479	3.36	1.228	-.286	-.766	.433
V5	3.66	1.291	-.615	-.662	.405	3.74	1.225	-.679	-.471	.363
V6	2.39	1.304	.498	-.893	.431	2.55	1.342	.355	-1.016	.413
V7	2.46	1.275	.367	-.913	.422	2.44	1.328	.467	-.917	.396
V8	3.43	1.310	-.422	-.859	.464	3.57	1.258	-.530	-.652	.415
V9	2.15	1.308	.766	-.640	.382	2.22	1.350	.725	-.731	.363
V10	3.37	1.340	-.287	-1.048	.447	3.48	1.293	-.445	-.825	.413
V11	3.23	1.364	-.180	-1.123	.537	3.33	1.304	-.328	-.915	.469
V12	2.88	1.310	.055	-1.046	.540	2.99	1.308	-.042	-.985	.499
V13	2.69	1.409	.253	-1.160	.449	2.68	1.417	.226	-1.215	.406
V14	3.48	1.365	-.457	-1.000	.426	3.51	1.289	-.497	-.753	.382
V15	2.33	1.320	.622	-.717	.374	2.32	1.334	.579	-.849	.397
V16	3.23	1.284	-.338	-.881	.461	3.36	1.254	-.383	-.718	.453
V17	2.56	1.392	.355	-1.109	.478	2.59	1.348	.298	-1.063	.427
V18	2.42	1.301	.482	-.809	.463	2.51	1.319	.381	-.950	.401
V19	3.30	1.374	-.311	-1.051	.497	3.39	1.330	-.377	-.931	.449
V20	3.25	1.386	-.242	-1.161	.528	3.42	1.310	-.404	-.885	.46
V21	3.54	1.326	-.511	-.882	.502	3.59	1.294	-.576	-.701	.431
V22	2.64	1.353	.306	-1.051	.472	2.67	1.344	.238	-1.061	.461
V23	2.86	1.338	.050	-1.048	.529	2.96	1.317	-.038	-1.005	.496
V24	2.63	1.399	.275	-1.145	.444	2.61	1.355	.275	-1.089	.427
V25	3.57	1.349	-.590	-.796	.442	3.59	1.337	-.599	-.768	.365
V26	2.31	1.290	.569	-.775	.405	2.44	1.346	.457	-.968	.397
V27	2.69	1.335	.159	-1.082	.450	2.88	1.359	.027	-1.118	.409
V28	3.33	1.331	-.344	-.920	.467	3.48	1.292	-.484	-.752	.438
V29	2.56	1.320	.328	-.979	.457	2.66	1.361	.250	-1.085	.425
V30	3.54	1.340	-.527	-.806	.463	3.69	1.277	-.660	-.569	.42
V31	3.46	1.244	-.432	-.739	.521	3.59	1.221	-.509	-.610	.477
V32	3.17	1.311	-.148	-1.012	.490	3.36	1.250	-.269	-.805	.473
V33	3.30	1.391	-.285	-1.145	.493	3.48	1.305	-.414	-.870	.488

Nota conceptos. M: Media; DT: Desviación típica; Asim: Asimetría; Curt: Curtosis; IHc: Índice de homogeneidad corregido.

Antes de realizar el AFE, se comprobó si los participantes en el estudio provenían de poblaciones con la misma varianza, así como si presentaban una aceptable adecuación muestral. Para ello se aplicó la estadística de Bartlett con los 33 ítems, que indica un valor de 3375.2 ($df = 528$; $p < .001$), y el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) = .86205 de la muestra de $n=306$, que indica una adecuación de los datos suficiente para ser sometidos a análisis factorial (tabla 2).



El registro de datos ha sido de carácter ordinal (escala Likert de 1 a 5), por tanto, y siguiendo las indicaciones de Muthén & Kaplan (1985, 1992) se considera adecuado utilizar la estimación robusta de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y correlaciones policóricas para la extracción de factores en el AFE.

Al analizar la dimensionalidad de la escala se utilizó el método de implementación óptima de análisis paralelo propuesto por Timmerman & Lorenzo (2011) mediante 10.000 remuestreos (tabla 2).

Cuando se realiza el AFE, como indican García-Cueto et al. (1998), de los dos factores previstos utilizando el método de factorización de mínimos cuadrados no ponderados y el método Promin de rotación (Ferrando & Lorenzo, 2014), los dos factores extraídos explican el 52% de la varianza total, y un Alfa de Cronbach para el factor F1 (clima tarea) de .922 y para F2 (clima ego) de .914. El CFI= .996, el GFI= .982, y el RMSEA= .022, al rotar los dos factores. Cuando sucede que algún un ítem carga en más de un factor con valores superiores a .300 pero entre ellos su valor es menor a .100 según lo indicado por García-Cueto et al. (1998) se debe eliminar el ítem. Como sucedió con el ítem 12 que cargo en ambos factores, tanto en la fase 1 como 2, Teniendo que ser eliminado. Como se puede observar en la todos estos datos indican un buen ajuste de la estructura bidimensional para los 32 ítems (tabla 2 y 3).

A continuación, realizando las pruebas de tendencia central y dispersión, como en la primera fase (tabla 1), los valores obtenidos han sido semejantes. El estadístico de Bartlett de los 32 ítems resultantes ha dado un valor de 36359.7 (df = 528; $p < .001$), y el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) = .95125, lo que indica una buena adecuación de los datos (tabla 2).

Con los resultados obtenidos se ha realizado un AFC de los dos factores extraídos que explican el 48% de la varianza total y un Alfa de Cronbach para F1 (clima tarea) = .912 y para F2 (clima ego) = .903. El GFI ha sido de .985 y la RMSEA de .036 (tabla 2 y 3).

Tabla 2. Valores alcanzados en los diferentes índices de ajuste (PMCSQ-2).

	Varianza	Estadístico de Bartlett	KMO	RMSEA	CFI	GFI
1ª fase (n=306)	52%	3375.2 (df = 528; P = .000010)	.86205	.022	.996	.982

2ª fase (n=3172)	48%	36359.7 (df = 528; P = .000010)	.95125	.036	.989	.985
------------------	-----	---------------------------------	--------	------	------	------

Nota conceptos. KMO: Kaiser-Meyer-Olkin; RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación; CFI: Índice de ajuste comparativo; GFI: Índice de bondad de ajuste.

Tabla 3. Matriz de carga rotada de todas las variables, matriz de carga rotada omitidos los valores inferiores a .300, comunalidad, y Alfa de Cronbach de cada factor

Variab	ROTATED LOADING MATRIX N=306		ROTATED LOADING MATRIX (loadings lower than absolute 0.300 omitted)		ROTATED LOADING MATRIX n = 3172		ROTATED LOADING MATRIX (loadings lower than absolute 0.300 omitted)		Comm
	F1	F2	F1	F2	F1	F2	F1	F2	
VI	.738	-.047	.738		.538	.701	-.089	.701	.489
V2	.039	.571		.571	.334	-.032	.611	.611	.371
V3	-.143	.681		.681	.459	-.089	.682	.682	.463
V4	.650	.024	.650		.426	.623	.030	.623	.393
V5	.765	-.208	.765		.587	.742	-.203	.742	.567
V6	.020	.665		.665	.446	.025	.641	.641	.414
V7	-.118	.809		.809	.644	-.087	.735	.735	.537
V8	.661	.007	.661		.438	.647	-.022	.647	.417
V9	-.123	.757		.757	.565	-.108	.714	.714	.508
V10	.721	-.082	.721		.511	.689	-.068	.689	.471
V11	.660	.130	.660		.475	.646	.073	.646	.430
V12	-.010	.738		.738	.542	-.042	.711	.711	.502
V13	.726	-.127	.726		.520	.659	.088	.659	.433
V14	-.045	.652		.652	.420	-.067	.719	.719	.513
V15	.654	.012	.654		.429	.620	.070	.620	.396
V16	.024	.745		.745	.560	-.021	.715	.715	.510
V17	.011	.718		.718	.517	-.014	.667	.667	.443
V18	.700	.002	.700		.490	.682	-.003	.682	.464
V19	.702	.072	.702		.511	.657	.041	.657	.438
V20	.809	-.093	.809		.644	.735	-.093	.735	.538
V21	.043	.712		.712	.517	.041	.707	.707	.506
V22	.268	.550		.550	.412	.303	.486	.486	.352
V23	-.058	.790		.790	.615	-.039	.739	.739	.543
V24	.585	.040	.585		.349	.573	-.027	.573	.326
V25	-.112	.778		.778	.595	-.099	.759	.759	.574
V26	.133	.566		.566	.357	.138	.510	.510	.290
V27	.659	.020	.657		.437	.650	.006	.650	.423
V28	-.011	.745		.745	.553	-.013	.710	.710	.503
V29	.566	.110	.566		.349	.619	.016	.619	.385
V30	.762	-.036	.762		.575	.725	-.006	.725	.525
V31	.707	-.001	.707		.500	.693	.028	.693	.485
V32	.693	-.031	.693		.475	.705	.048	.705	.505
Alfa de Cronbach			.922	.914				.912	.903

Posteriormente, para corroborar los resultados obtenidos en el AFE, y utilizando el programa estadístico MPLUS.7.3 (Muthén & Muthén, 1998-2012), se ha realizado el AFC con los 3.172 participantes. Siguiendo la recomendación de los expertos (Byrne, 2001; Hu & Bentler, 1999), se ha utilizado como estimador el Método de máxima verosimilitud (MLM). Los valores del índice de ajuste indican que RMSEA ≤ .08, CFI y el TLI ≥ .90 y SMRM ≤ .08.

Al realizar la primera rotación no alcanzan algunos valores en los índices de ajuste del AFC como se puede observar en la tabla 4. Por tanto, se decide



mejorar su ajuste según las recomendaciones para la modificación del modelo (Hatcher, 1994) teniendo en cuenta la utilización de grandes muestras, así como hacer pocas modificaciones y seguir un procedimiento paralelo de especificación (figura 1).

Al realizar la reespecificación de los valores marcaron cargas en los ítems V22 con F1; V32 con V31; V32 con V30 y V31 con V30, dando como resultado un ajuste aceptable de los datos de la escala para una definición tridimensional de los factores (tabla 4).

Tabla 4. Valores de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio

PMCSQ-2	χ^2	<i>p</i>	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
1° Rotación	29646.377	.0000	.055	.882	.873	.045
2°	29646.377	.0000	.042	.911	.904	.045

Nota concepto. χ^2 : Chi-cuadrado; *p*: Valor *p*; RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación; CFI: Índice de ajuste comparativo; TLI: SRMR: Raíz cuadrática media normalizada Residual.

A continuación, se presentan los parámetros estimados para la reespecificación del cuestionario PMCSQ-2 en la totalidad de la muestra *n*=3.172 (figura 2).

Figura 1. Parámetros estimados para el modelo original en la escala PMCSQ-2 total

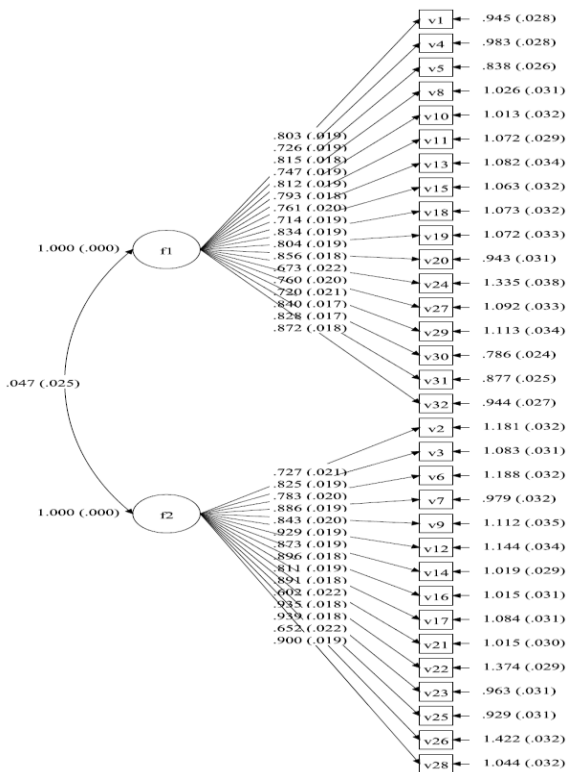
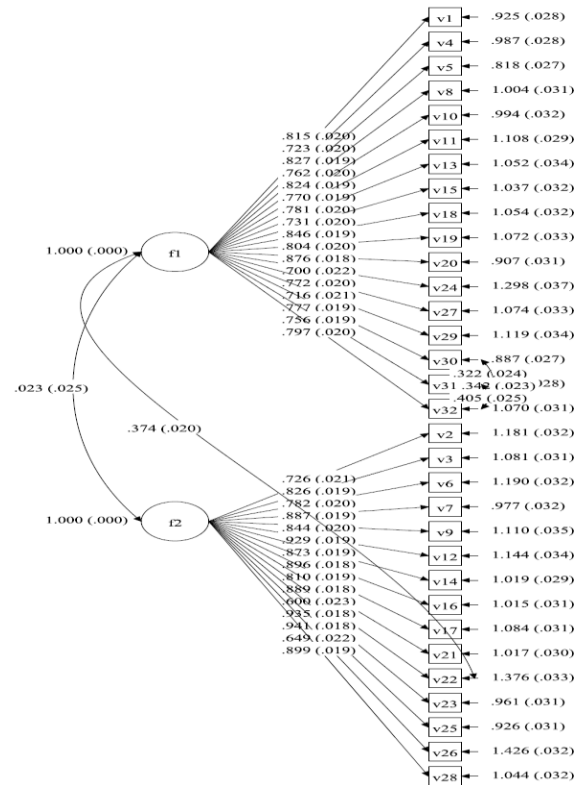


Figura 2. Parámetros estimados para el modelo reespecificado de la escala PMCSQ-2 total



DISCUSIÓN

El objetivo de esta investigación es la validación y adaptación del cuestionario PMCSQ-2 aplicado a los adolescentes del contexto escolar chileno. Según los resultados obtenidos en este estudio, el instrumento es válido y cuenta con la adaptación para dicho contexto, mostrando una variación en cuanto a la cantidad de ítems (32) y manteniendo sus dos factores (clima ego y clima tarea), dando respuesta a la necesidad de contar con instrumentos que midan el clima motivacional en la clase de EF.

En tal sentido, en la validación del PMCSQ-2 todas las cargas estandarizadas superaron ampliamente los niveles mínimos recomendados de .50 (Hair et al., 2006). El alfa de Cronbach osciló entre el clima tarea .912 y clima ego .903. Por tanto, el poder discriminante de la escala puede considerarse alto.

Al realizar el AFC, los valores del índice de ajuste indican que el RMSEA .042, CFI .911, TLI .904 y SMRM .045 son buenos en la escala quedando con 32 ítems. Al igual que en el diseño y validación de González-Cutre et al. (2008) donde el alfa de



Cronbach en el clima ego es .90 y el clima tarea .84, los valores de CFI son de .90, los de SRMR .05 y los de RMSEA .04. Por tanto, en ambas validaciones los resultados superaron las condiciones más exigentes, lo que confirma que este cuestionario puede considerarse un instrumento válido y confiable para medir el clima motivacional en los adolescentes chilenos coincidiendo con los estudios de De la Fuente & Justicia (2007) y Krapp et al. (1992).

El proceso de validación es continuo y dinámico y toma más consistencia a medida que las propiedades psicométricas se van aplicando y adaptando a las distintas culturas, continentes, poblaciones y sujetos (Carvajal et al., 2011). En el caso que nos ocupa y que ha sido el principal objeto de estudio de esta investigación, se ha realizado la validación del instrumento en una población con diferentes características (territorio, época y naturaleza de la muestra, compuesta por escolares adolescentes chilenos). Al realizar la validación, la escala ha sufrido modificaciones que ratifican las afirmaciones de Carvajal et al. (2011); la decisión de prescindir de un ítem para mejorar su ajuste es honesta y válida.

Otro aspecto a destacar es la aplicación de la escala a sujetos de edades con rango más amplio. En los diseños y validaciones anteriores se había realizado en edades comprendidas ente entre 12-16 años, pero para este estudio se ha ampliado la edad del grupo etario a una horquilla entre 10-20 años; de este modo se consideró toda la adolescencia (preadolescente y adolescente). Ante el resultado alcanzado, el PMCSQ-2, ampliando el grupo de edad, muestra una buena confiabilidad y validación para ser utilizado con garantía de éxito, coincidiendo con los planteamientos de Frenzel et al. (2009).

El PMCSQ-2 validado analiza las variables clima ego y clima tarea que influyen directamente en la motivación y adherencia hacia la práctica de AF y/o deportiva (Duda & Nicholls; Melguizo-Ibáñez et al., 2023). Los resultados de este estudio ofrecen a los docentes del área de EF chilenos, un instrumento válido que ayuda a tomar decisiones eficaces a la hora de escoger las metodologías didácticas más adecuadas para aplicar un modelo de clima motivacional en el aula, lo que habían conseguido González-Valero et al. (2019), algunos años antes.

Otro aspecto importante y necesario para considerar, es que en Latinoamérica es necesario avanzar en el

diseño de investigaciones con alta solidez para garantizar los resultados. Específicamente, en la revisión sistemática de Cachón et al. (2023), se indica que mayoritariamente los estudios en el área se concentran en el Continente europeo con más del 50%, resaltando España con 16 artículos y en segundo lugar con solo 3, Chile.

Profundizando sobre el uso del PMCSQ-2, ha sido utilizado en tres investigaciones en el contexto chileno, dos en el ámbito deportivo en adultos judocas no profesionales. Primero el trabajo de Zurita et al. (2017), que realiza la validación instrumental del PMCSQ-2 y tiene como propósito identificar y clarificar las relaciones propuestas en el modelo de clima motivacional, autoconcepto físico y resiliencia, en función del género. Después en el estudio de Castro-Sánchez et al. (2019) que tiene como propósito determinar y analizar las relaciones y diferencias del clima motivacional, en base al nivel competitivo de judocas no profesionales. Por último, en la investigación realizada por Sandoval et al. (2015) aplicada en el contexto escolar de educación secundaria, entre 14 a 18 años, con una muestra de 144 estudiantes, especifica que los participantes tienen un buen rendimiento en la asignatura de EF. Para este estudio sometieron a la valoración de expertos indicando un índice de validez de contenido del .82 y análisis de confiabilidad con un coeficiente Alpha de Cronbach del .72, comprobando así su consistencia interna.

En consecuencia, se hacía necesaria la validación y adaptación de este instrumento que se ha realizado en este estudio con un grado mayor de validación tanto AFE y AFC, consiguiendo un instrumento confiable y válido para posteriores estudios en el área de EF y en el contexto chileno.

En los últimos años también se ha validado este instrumento en otros países sudamericanos, concretamente en Brasil, aplicándose a 1.125 niños y adolescentes deportistas (Pedrozo et al., 2022) y para estudiantes de danza de entre 13 y 24 años en México (Negrete-Ponce de León & Salvador-Cruz, 2022). Estas validaciones son similares metodológicamente al presente estudio, aunque no en el mismo contexto ni características de los sujetos, ya que, en ambos casos, se ha tratado como objeto de estudio el ámbito deportivo.



CONCLUSIONES

Se puede concluir que el instrumento PMCSQ-2, al que se añade la inicial del país (Chile, Ch) PMCSQ-2 Ch, aporta un tipo de medición válido, de confianza, de simple aplicación y adaptado a los adolescentes del contexto chileno, permitiendo evaluar el clima motivacional en toda la población adolescente.

Los datos indican que cumple con los procesos de validación y confiabilidad.

Del mismo modo, la validación de este instrumento en el contexto chileno lo convierte en una herramienta de gran ayuda para la planificación y diseño de estrategias metodológicas de aplicación en las clases de EF y/o deportes de la población adolescente, y que las intervenciones específicas para el desarrollo de la motivación en las variables clima ego y clima tarea sean una garantía de éxito, progreso y mejora.

AGRADECIMIENTOS

El estudio general, del que forma parte este artículo, ha sido apoyado por las Universidades de Los Lagos (Chile) y de Jaén (España), mediante el Grupo de Investigación HUM653, cuyos miembros han colaborado en el diseño y desarrollo del trabajo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ames, C. (1984). Competitive, cooperative, and individualistic goal structures: A cognitive motivational analysis. In *Research on Motivation in Education: Student Motivation*, Vol. 1 (edited by R. Ames and C. Ames), pp. 177- 208. New York: Academic Press.
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of educational psychology*, 84(3), 261. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-0663.84.3.261>
- Ames, C. & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80(3), 260-267. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.3.260>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Balaguer, I., Castillo, I., & Duda, J. L. (2021). Creación de climas de empoderamiento. En T. García-Calvo, F. M. Leo, & E. M. Cervelló (Eds.) Dirección de Grupos Deportivos. *Editorial Tirant Humanidades*, pp. 447-469.
- Bandalos, D. L. & Finney, S. J. (2010). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods in the Social Sciences* (pp. 93-114). Routledge.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1(1), 55-86. <https://doi.org/10.1207/S15327574IJT01014>
- Cachón-Zagalaz, J., Carrasco-Venturelli, H., Sánchez-Zafra, M., & Zagalaz-Sánchez, M. L. (2023). Motivation toward Physical Activity and Healthy Habits of Adolescents: A Systematic Review. *Children*, 10(4), 659. <https://doi.org/10.3390/children10040659>
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M., & Sanz, Á. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? In *Anales del sistema sanitario de Navarra*, 34(1), 63-72.



10. Castro-Sánchez, M., Zurita-Ortega, F., & Chacón-Cuberos, R. (2018). Inteligencia emocional en deportistas en función del sexo, la edad y la modalidad deportiva practicada. *Sportis*, 4(2), 288-305. <https://doi.org/10.17979/sportis.2018.4.2.3296>
11. Castro-Sánchez, M., Zurita-Ortega, F., Zafra-Santos, E. O., Rodríguez-Fernández, S., Chacón-Cuberos, R., & Valdivia-Moral, P. A. (2019). Motivación en la práctica de judo en deportistas no profesionales. *Rev.int.med.cienc.act.fís.deporte*, 19(74), 243-258. <http://doi.org/10.15366/rimcafd2019.74.005>
12. Cecchini, J. A., González, C., Prado, J. L., & Brustad, R. J. (2005). Relación del clima motivacional percibido con la orientación de meta, la motivación intrínseca y las opiniones y conductas de fair play. *Revista Mexicana de Psicología*, 22(2), 469-479.
13. Claver, F., Martínez-Aranda, L. M., Conejero, M., & Gil-Arias, A. (2020). Motivation, discipline, and academic performance in physical education: A holistic approach from achievement goal and self-determination theories. *Frontiers in Psychology*, 11, 1808. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01808>
14. De la Fuente, J. & Justicia, F. (2007). The DEDEPRO model of regulated teaching and learning: Recent advances. *Electronical Journal of Research in Educational Psychology*, 13, 5(3), 535-564.
15. Duda, J. L. & Nicholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivation in scholwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 290-299. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-0663.84.3.290>
16. Estruch, R. & Ros, E. (2020). The role of the Mediterranean diet on weight loss and obesity-related diseases. *Reviews in Endocrine and Metabolic Disorders*, 21(3), 315-327. <https://doi.org/10.1007/s11154-020-09579-0>
17. Ferrando, P. J. & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
18. Frenzel, A. C., Goetz, T., Lüdtke, O., Pekrun, R., & Sutton, R. E. (2009). Emotional transmission in the classroom: Exploring the relationship between teacher and student enjoyment. *Journal of Educational Psychology*, 101(3), 705. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0014695>
19. García-Cueto, E., Gallo-Álvaro, P. M., & Miranda-García, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-724.
20. Girard, S., Desbiens, J. F., & Hogue, A. M. (2023). Effects of a training course on creation of an empowering motivational climate in physical education: a quasi-experimental study. *Physical Education and Sport Pedagogy*, 28(1), 56-75. <https://doi.org/10.1080/17408989.2021.1953457>
21. González-Cutre, D., Sicilia, A., & Moreno, J. A. (2008). Modelo cognitivo-social de la motivación de logro en EF. *Psicothema*, 20, 642-651.
22. González-Valero, G., Zurita-Ortega, F., & Martínez-Martínez, A. (2017). Panorama motivacional y de AF en estudiantes: Una revisión sistemática. *ESHPA- Educación, Sport, Health and Physical Activity*, 1(1), 41-58. <http://hdl.handle.net/10481/48961>



23. González-Valero, G., Zurita-Ortega, F., Pérez-Cortés, A. J., Padial Ruz, R., Ubago-Jiménez, J. L., & Chacón Cuberos, R. (2019). Estudio descriptivo del clima motivacional percibido hacia el deporte según el sexo de los futuros docentes de EF. *Sportis*, 5(1), 85-100.
<https://doi.org/10.17979/sportis.2019.5.1.3479>
24. Hair, E., Halle, T., Terry-Humen, E., Lavelle, B., & Calkins, J. (2006). Children's school readiness in the ECLS-K: Predictions to academic, health, and social outcomes in first grade. *Early Childhood Research Quarterly*, 21(4), 431-454.
<https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2006.09.005>
25. Hatcher, L. (1994). A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling. Cary, North Carolina, Cary: SAS Institute.
26. Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
27. Krapp, A., Hidi, S., & Renninger, K. A. (1992). Interest, learning, and development. In K.A. Renninger, S. Hidi & A. Krapp (Eds.), *The role of interest in learning and development* (pp. 3-25). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
28. Kristjánisdóttir, H., Matthíasdóttir, Á., & Saavedra, J. M. (2022). Orientation and motivational climate in elite handball players: Multivariate modeling of performance. *Nordic Psychology*, 74(2), 125-137.
<https://doi.org/10.1080/19012276.2021.1922304>
29. Lacerda, A., Filgueiras, A., Campos, M., Keegan, R., & Landeira, J. (2021). Motivational Climate Measures in Sport: A Systematic Review. *The Spanish Journal of Psychology*, 24.
<https://doi.org/10.1017/SJP.2021.13>
30. Lara, L., Saracostti, M., Navarro, J. J., de-Toro, X., Miranda-Zapata, E., Trigger, J. M., & Fuster, J. (2018). Compromiso escolar: Desarrollo y validación de un instrumento. *Revista Mexicana de Psicología*, 35(1), 52-62.
31. Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (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>
32. MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: the problem of capitalization on chance. *Psychological bulletin*, 111(3), 490.
33. Martínez-Gómez, V., Salvador-García, C., Chiva-Bartoll, O., & Maravé-Vivas, M. (2022). Análisis del clima motivacional en EF a partir del empleo del modelo Teaching Games for Understanding. *Retos: nuevas tendencias en EF, deporte y recreación*, 44, 1063-1072.
<https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.92689>
34. Melguizo-Ibáñez, E., Zurita-Ortega, F., Ubago-Jiménez, J. L., López-Gutiérrez, C. J., & González-Valero, G. (2022). An explanatory model of the relationships between sport motivation, anxiety and physical and social self-concept in educational sciences students. *Current Psychology*, 42(18), 15237-15247.
<https://doi.org/10.1007/s12144-022-02778-9>



35. Montero, I. & León, O. G. (2007). Guía para nombrar los estudios de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
36. Muthén, B. & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
37. Muthén, B. & Kaplan, D. (1992). Comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the mode. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19-30. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x>
38. Muthén, B., & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British journal of mathematical and statistical psychology*, 45(1), 19-30. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x>
39. Muthén, L.K. Muthén, B.O. (1998-2012). *Mplus User's Guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
40. Negrete-Ponce de León, A., & Salvador-Cruz, J. (2022). Elaboración y validación psicométrica de la Escala de Clima Motivacional en Danza (ECM-Danza). *Retos: Nuevas Perspectivas de EF, Deporte y Recreación*, 46, 1-7.
41. Newton, M., Duda, J. L., & Yin, Z. (2000). Examination of the psychometric properties of the PMCSQ-2 in a sample of female athletes. *Journal of Sports Sciences*, 18, 275-290. <https://doi.org/10.1080/026404100365018>
42. Núñez, J. L., León, J., & Martín-Albo, J. (2011). Relación entre percepción del clima tarea, orientación a la tarea, claridad emocional y motivación intrínseca. *International Journal of Developmental and Educational Psychology INFAD Revista de Psicología*, 1(5), 409-416.
43. Pedrozo, R., Morais, E., Pereira, B., Lopes, M. L., Abaide, C. A., & Abaide, M. A. (2022). Evidências adicionais de validade da versão brasileira do PMCSQ-2. *Avaliação Psicológica*, 21(1), 40-51. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2022.2101.19853.05>
44. Pérez-Romero, N., Reigal, R. E., Franquelo, M. A., Balaguer, I., Falcó, C., Hernández-Mendo, A., & Morales-Sánchez, V. (2022). Testing the Psychometric Properties and Measurement Invariance of the PMCSQ-2: Online Assessment. *Sustainability*, 14, 14891. <https://doi.org/10.3390/su142214891>
45. Puertas-Molero, P., González-Valero, G., Melguizo-Ibáñez, E., Valverde-Janer, M., Ortega-Caballero, M., & Ubago-Jiménez, J. L. (2022). Evolución de la producción científica del síndrome de burnout, inteligencia emocional y práctica de actividad físico-saludable en docentes. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1(2), 359-368.
46. Rokka, S., Kouli, O., Bebetos, E., Goulmaris, D., & Mavridis, G. (2019). Effect of Dance Aerobic Programs on Intrinsic Motivation and Perceived Task Climate in Secondary School Students. *International Journal of Instruction*, 12(1), 641-654.



47. Sandoval, P. R., Rodríguez, F., & Pérez, S. (2015). Percepción del clima motivacional de la clase de EF, en estudiantes de enseñanza media perteneciente a una comuna de la provincia de Ñuble, región del Bío-Bío, Chile. *Espacios en blanco. Serie indagaciones*, 25(2), 251-269.
48. Selfriz, J. J., Duda, J. L., & Chi, L. (1992). The relationship of perceived motivational climate to intrinsic motivation and beliefs about success in basketball. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(4), 375-391. <https://doi.org/10.1123/jsep.14.4.375>
49. Timmerman, M. E. & Lorenzo, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0023353>
50. Walling, M. D., Duda, J. L., & Chi, L. (1993). The perceived motivational climate in sport questionnaire: Construct and predictive validity. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 15(2), 172-183. <https://doi.org/10.1123/jsep.15.2.172>
51. Weinberg, R. S. & Gould, D. (1996). *Fundamentos de psicología del deporte y del ejercicio físico*. Barcelona: Ariel.
52. Yépez, E., Charchabal, D., Pillajo, H., Apolo, D., & Romero, D. (2023). Sedentary lifestyle and motivation to practice sports. Systematic review. *Journal of Clinical Studies and Medical Images, Case Reports*, 1(2), 1009.
53. Zurita, F., Zafra, E., Valdivia, P., Rodríguez, R., Castro, C., & Muros, J. (2017). Análisis de la resiliencia, autoconcepto y motivación en judo según el género. *Revista de Psicología del Deporte*, 26(1), 71-81.

