

## Análisis bifactor de la escala de disfrute hacia la actividad física (PACES)

### Bifactor Analysis of the Physical Activity Enjoyment Scale (PACES)

Damián Javier Ursino<sup>a,\*</sup>, Gabriela Susana Lozzia<sup>b</sup>, Facundo Juan Pablo Abal<sup>ab</sup>

<sup>a</sup>Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina

<sup>b</sup>Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina

Recibido: 30 de abril de 2024

Aceptado: 13 de agosto de 2024

#### Resumen

**Antecedentes:** el disfrute es un estado afectivo promotor del ejercicio físico que involucra sentimientos de placer, agrado y diversión. La versión revisada de la escala de disfrute hacia la actividad física (PACES) reveló una estructura factorial unidimensional. No obstante, su adaptación en múltiples contextos culturales arrojó discordancias en su dimensionalidad. **Objetivo:** el presente estudio aporta evidencia sobre la estructura interna del PACES adaptado al contexto cultural argentino. **Método:** participaron 253 adultos residentes de la provincia de Buenos Aires. Se implementó la comparación de diferentes modelos de medición, incluyendo el análisis de un modelo bifactor. Para evaluar el ajuste de los diferentes modelos se utilizó el análisis factorial confirmatorio. Asimismo, se obtuvo evidencia de validez discriminante a partir del ejercicio físico autoinformado. **Resultados:** la exclusión de un ítem permitió un ajuste satisfactorio del modelo con una estructura de dos factores correlacionados. Asimismo, el modelo bifactor presentó un ajuste igualmente satisfactorio  $\chi^2(89) = 179.589$  con CFI = .98, TLI = .97 y RMSEA = .074, con valores de ECV = .81 y PUC = .51. **Conclusión:** la evidencia indica buenas propiedades psicométricas, permitiendo calcular e interpretar una puntuación total que explique la variabilidad de los ítems, simultáneamente a los factores específicos.

**Palabras clave:** escala de disfrute hacia la actividad física; estructura interna; bifactor; ejercicio físico; disfrute.

#### Abstract

**Background:** Enjoyment is an affective state that promotes physical exercise and involves feelings of pleasure, satisfaction and fun. The revised version of the Physical Activity Enjoyment Scale (PACES) revealed a unidimensional factor structure. However, its adaptation in multiple cultural contexts yielded discordances in its dimensionality. **Objective:** The present study provides evidence on the internal structure of the PACES adapted to the Argentine cultural context. **Method:** 253 adult residents of the province of Buenos Aires participated. The comparison of different measurement models was implemented, including the analysis of a bifactor model. Confirmatory factor analysis was used to evaluate the fit of the different models. Evidence of discriminant validity was also obtained from self-reported physical exercise. **Results:** The exclusion of one item allowed a satisfactory fit of the model with a two-factor correlated structure. Likewise, the bifactor model presented an equally satisfactory fit  $\chi^2(89) = 179.589$  with CFI = .98, TLI = .97 and RMSEA = .074, with values of LCA = .81 and PUC = .51. **Conclusion:** The evidence indicates good psychometric properties, allowing the calculation and interpretation of a total score that explains the variability of the items, simultaneously with the specific factors.

**Keywords:** Physical Activity Enjoyment Scale; internal structure; bifactor; physical exercise; enjoyment.

Para citar este artículo:

Ursino, D. J., Lozzia, G. S., & Abal, F. J. P. (2024). Análisis bifactor de la escala de disfrute hacia la actividad física (PACES). *Liberabit*, 30(2), e849. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2024.v30n2.849>

Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional. (CC-BY 4.0) © Los autores



## Introducción

La participación regular en el ejercicio físico se asocia a una serie de beneficios para la salud y la reducción de diversas enfermedades médicas (Ekelund et al., 2019; Lee et al., 2012; Reiner et al., 2013). Los estados afectivos, como las sensaciones de diversión y placer, son importantes para el ejercicio físico (Klompstra et al., 2022; Rodrigues, Teixeira et al., 2021), favoreciendo tanto su adherencia (Jekauc, 2015; Ruby et al., 2011) como su mantenimiento (Gardner et al., 2017; Rodrigues et al., 2018; Stenseng et al., 2015). El disfrute implica una respuesta emocional a la experiencia del movimiento (Raedeke, 2007) y se define como un estado afectivo positivo que involucra sentimientos generalizados de placer, agrado y diversión asociados a la experimentación, realización o cumplimiento de ejercicio físico (Scanlan & Simons, 1992). Dado que el disfrute se identificó como un importante promotor del ejercicio físico (Rodrigues et al., 2020), es fundamental identificar y evaluar la naturaleza del mismo (Scanlan & Simons, 1992; Stevens et al., 2020).

Kendzierski y DeCarlo (1991) elaboraron la escala de disfrute hacia la actividad física (Physical Activity Enjoyment Scale [PACES, por sus siglas en inglés]) compuesta por 18 ítems con una escala bipolar de siete puntos y representada en un factor. Esta primera versión del PACES fue adaptada al contexto español (De Gracia & Marcó, 2000), replicando su estructura unidimensional. Sin embargo, el instrumento ha presentado diferencias en su estructura factorial en otras culturas (Crocker et al., 1995; Motl et al., 2001; Mullen et al., 2011).

El PACES fue revisado por Motl et al. (2001) reduciendo la escala en 16 ítems para adolescentes. Los autores eliminaron reactivos redundantes, mientras que otros fueron ligeramente cambiados para facilitar su comprensión. Además, sustituyeron la escala bipolar por una escala de tipo Likert utilizando ítems directos e inversos. Esta nueva versión del PACES presentó una estructura factorial unidimensional e invarianza

entre diferentes culturas tras ajustar por un efecto del método relacionado a los ítems redactados positiva y negativamente (Motl et al., 2001).

Su adaptación en diversos contextos idiomáticos (Carraro et al., 2008; Chen et al., 2021; Jekauc et al., 2012, 2020; Latorre-Román et al., 2016; Moore et al., 2009; Moreno et al., 2008) reveló divergencias en la estructura interna para lograr un mejor ajuste a los datos. Por ejemplo, se han excluido ítems (Moreno et al., 2008), se ha seleccionado una versión reducida del contenido (Chen et al., 2021) y se han presentado factores diferenciables para los reactivos positivos y negativos (Carraro et al., 2008; Latorre-Román et al., 2016). Otros estudios indicaron que estos ítems redactados con diferente sentido comparten una varianza única que no podía ser explicada por un factor global (Jekauc et al., 2012, 2020), por lo que la estrategia de unicidad correlacionada permitió que los términos de errores de los ítems se asocien entre sí para proporcionar un mejor ajuste de los modelos tanto para los ítems negativos (Moore et al., 2009) como para los positivos en una estructura de dos factores (Jekauc et al., 2012).

Asimismo, se observa una predominancia de estudios de validez del PACES en niños y adolescentes (Carraro et al., 2008; Chen et al., 2021; Jekauc et al., 2012; Latorre-Román et al., 2016; Moore et al., 2009; Moreno et al., 2008; Motl et al., 2001), con resultados heterogéneos para su estructura dimensional. Por su parte, los estudios en población adulta (Monteiro et al., 2017; Rodrigues, Forte et al., 2021; Teques et al., 2020) presentaron su interés en versiones reducidas (Mullen et al., 2011; Raedeke, 2007), lo cual podría subestimar el contenido del constructo. En síntesis, la mayor evidencia instrumental se ha centrado en población joven y, aun cuando se estudió en adultos, el instrumento PACES ha sufrido múltiples adecuaciones en su contenido en función del contexto cultural. Además, la escala presentó discrepancias en la cantidad de ítems y en su estructura dimensional. Por tal motivo, se ha seleccionado la escala de Motl et al. (2001) para la

adaptación de su contenido al contexto local argentino, dado que no se han documentado estudios que evalúen su validez en esta población.

La evaluación del disfrute, ya sea como una experiencia global o un constructo multidimensional, podría estar asociado con diferentes características del ejercicio físico (Rodrigues, Forte et al., 2021). Por lo tanto, disponer de un instrumento adecuado para su uso en el contexto local contribuye a la medición válida y confiable de este constructo. Asimismo, ofrece a los profesionales del ámbito del ejercicio y de la salud una herramienta para la planificación de intervenciones destinadas a mejorar las experiencias de los participantes (Teixeira et al., 2021, 2022), pudiendo lograr una mayor adherencia (Wienke & Jekauc, 2016), prevenir el abandono (Gardner et al., 2017) y, consecuentemente, presentar efectos beneficiosos en la salud mental (Rebar et al., 2015; Rhodes & Kates, 2015). Por consiguiente, el objetivo del presente estudio fue adaptar al contexto local argentino el PACES de Motl et al. (2001), examinar su estructura interna a partir de la comparación de modelos y aportar evidencia de validez discriminante con el ejercicio físico autoinformado. Además, cuando se ajustó un modelo multidimensional, se juzgó si los ítems estaban también representados por un factor general que justificara el cálculo de una puntuación total (Reise, 2012; Rodriguez et al., 2016b).

## Método

### Participantes

La muestra se conformó por 253 adultos residentes de la provincia de Buenos Aires seleccionados por accesibilidad que indicaron realizar ejercicio físico regularmente. Presentaban una edad media de 32.53 años ( $DE = 13.53$ ), de los cuales el 24.2% indicó completar estudios de secundaria, mientras que el 75.7% declaró haber iniciado estudios superiores. El 49.8% se identificó con el género femenino (edad media = 34.26;  $DE = 14.06$ ) y el 49.4% con el masculino (edad media = 30.9;  $DE = 12.4$ ), mientras que tan solo tres participantes (1.2%) no brindaron

respuesta para estas categorías. Respecto a sus actividades de ejercicios, el 66% reportó realizar dos o más actividades diferentes en una semana típica con una frecuencia promedio de 3.77 días ( $DE = 1.52$ ) y una media de 394.03 minutos semanales ( $DE = 284.46$ ). Entre ellas se destacan concurrir al gimnasio (35.8%), caminar (11.1%), correr (9.9%) y jugar al fútbol (9.9%). Además, el 56.5% reportó realizar actividades grupales y contaban con un promedio de 8.67 años ( $DE = 8.37$ ) de experiencia en su principal actividad.

### Instrumentos

**Cuestionario de datos demográficos.** La recolección de datos demográficos se obtuvo a partir de un cuestionario *ad hoc* autoadministrable constituido por preguntas referidas al sexo, edad, nivel máximo de estudio y lugar de residencia. Complementariamente, los participantes describieron el tipo de actividad que realizaban habitualmente durante una semana típica, indicando la frecuencia en días y su duración estimada. Además, proporcionaron información sobre los años que llevaban realizando su principal actividad y su condición de participación (individual o grupal).

**Physical Activity Enjoyment Scale (PACES; Motl et al., 2001).** Para medir el disfrute hacia la práctica del ejercicio físico se consideró el Physical Activity Enjoyment Scale de Motl et al. (2001). El PACES diseñado originalmente por Kendzierski y DeCarlo (1991) fue revisado y modificado por Motl et al. (2001). Esta versión se compone por 16 afirmaciones que comienzan con la raíz «Cuando hago ejercicio ...». Consta de nueve ítems directos y siete ítems inversos con formato de respuesta Likert de 5 puntos que van de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*).

**Godin Leisure Time Exercise Questionnaire (GLTEQ; Godin & Shephard, 1985).** Los participantes indicaron los días de ejercicio físico leve, moderado y fuerte practicado en el tiempo libre de una semana típica. Se obtuvo una puntuación para el total de días en los tres tipos de ejercicio y otra puntuación

expresada en unidades de equivalencia metabólica (METs) a partir de la intensidad moderada y fuerte (Godin, 2011). En consideración a esta última medida, se clasificó a los participantes en activos ( $\geq 24$  METs) e inactivos ( $< 23$  METs) (Amireault & Godin, 2015). En esta investigación, el 63.3% fue identificado como activo.

## Procedimiento

Los 16 ítems inicialmente estudiados por Motl et al. (2001) fueron sometidos al proceso de traducción y retrotraducción. Para ello, dos investigadores que dominaban el inglés tradujeron de forma independiente el cuestionario al español. Luego, los ítems traducidos fueron retraducidos al inglés por magísteres en psicología y los investigadores principales examinaron detenidamente el contenido acordando la redacción resultante. Por último, treinta y cinco adultos practicantes de ejercicio físico completaron la versión en español solicitando que evaluaran la comprensión y/o dificultades de las frases, instrucciones y tipo de respuestas. La comparación de la versión del PACES inicial con la versión obtenida en español revela algunas modificaciones menores en la formulación de los enunciados adaptados lingüísticamente. Entre ellos, se destacan: «Me siento bien físicamente mientras lo hago» (*My body feels good*), «Me da una gran sensación de que logré algo» (*It gives me a strong feeling of success*), «Obtengo un extra de ello» (*I get something out of it*) y «Me deprime» (*It makes me depressed*). La versión final en español mantuvo el formato Likert de la escala.

Los participantes completaron los datos demográficos, el PACES y los cuestionarios de ejercicio físico en lápiz y papel. Previamente a la administración se presentaron los objetivos de la investigación y las instrucciones de los instrumentos indicando que no había respuestas correctas o incorrectas, resaltando el anonimato y la confidencialidad de sus respuestas. Además, se informó que su participación era voluntaria y que firmaran el consentimiento previo a responder a los cuestionarios.

## Análisis de datos

El porcentaje de respuestas perdidas fue del .30% (12 de 4048 respuestas) del conjunto de la muestra de observaciones. Se sustituyeron los datos faltantes con la media aritmética de la variable. Seguidamente, se invirtieron los valores de los ítems redactados negativamente para explorar sus propiedades descriptivas. Se especificaron diferentes modelos para comparar la estructura interna del PACES. El modelo 1 representó una estructura unidimensional a partir de un factor de disfrute general sin términos de error correlacionados. El modelo 2 se conformó por una estructura de dos factores correlacionados a partir de los ítems redactados de manera directa e inversa. Los modelos 3 y 4 presentaron un factor global de disfrute con errores correlacionados entre los ítems positivos y negativos, respectivamente. Finalmente, el modelo 5 ensayó una estructura bifactor con un factor general de orden superior y los dos factores específicos previamente considerados en el modelo 2.

Para evaluar el ajuste de los diferentes modelos se utilizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) basado en matrices de correlaciones policóricas. Debido a la distribución no normal de los ítems y el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada se estimaron los parámetros de los modelos a partir del método de mínimos cuadrados ponderados robustos. Este método se recomienda para escalas ordinales, ya que presenta menores sesgos en las estimaciones de las cargas factoriales independientemente del número de categorías de las variables (Li, 2016). Dada la alta sensibilidad del estadístico Chi-cuadrado en muestras grandes, se utilizó para evaluar el ajuste de los modelos otros índices que no dependen del tamaño muestral como el índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el error medio cuadrático de aproximación (RMSEA) con un intervalo de confianza del 90% (Schermelleh-Engel et al., 2003). Para el TLI y CFI, valores superiores a .95 indican un buen ajuste del modelo a los datos (Hu & Bentler, 1999), mientras que para el RMSEA se esperan valores menores a .08 (Steiger, 1990). Respecto a la

consistencia interna, dado que el coeficiente alfa de Cronbach subestima la fiabilidad de la puntuación compuesta, se evaluó mediante los coeficientes de alfas ordinales (Oliden & Zumbo, 2008) y sus respectivos intervalos de confianza del 95%. En adición, se reportó la confiabilidad compuesta (CC) basada en los parámetros estandarizados del AFC. Valores mayores a .70 indican consistencia interna aceptable (Hair et al., 2014).

Para el análisis del modelo bifactor se calcularon índices adicionales (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017) basados en la varianza explicada común (ECV, por sus siglas en inglés) que informa el grado en que un factor general explica la varianza común entre un conjunto de ítems, la varianza común explicada por el ítem (I-ECV) que evalúa la varianza común del ítem atribuible a un factor general y el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) que indica la proporción de correlaciones que responden al factor general. Asimismo, bajo la modelización del modelo bifactor se obtuvo el coeficiente omega jerárquico ( $\omega_h$ ) y el coeficiente omega jerárquico de subescala ( $\omega_{hs}$ ) (Zinbarg et al., 2005). Un valor de omega jerárquico mayor a .50 indica una fiabilidad satisfactoria (Reise et al., 2013), mientras que ante un valor superior a .80 la puntuación global puede considerarse principalmente unidimensional (Rodríguez et al., 2016a). Además, a fin de obtener conclusiones respecto a la dimensionalidad y el cálculo de una puntuación global (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017), se considera que un valor de ECV elevado (mayor a .80) en conjunto a un PUC mayor a .70 constituyen un apoyo a la interpretación de un instrumento como principalmente unidimensional. Finalmente, los I-ECV superiores a .85 reflejan ítems esencialmente unidimensionales (Stucky & Edelen, 2014).

Por último, para probar la validez basada en la relación con otras variables, se utilizaron diferentes medidas de ejercicio físico, la condición de los participantes respecto a ser activo y el tipo de práctica. Se calcularon asociaciones bivariadas con la prueba

Rho de Spearman entre los factores del PACES y el ejercicio que se realiza habitualmente durante una semana típica expresado en minutos y unidades de consumo calórico (METs). Además, se aplicó la prueba U de Mann-Whitney para dos muestras independientes a partir de la condición de los participantes (activo e inactivo) y el tipo de práctica (individual y grupal). Se utilizó un corte del 5% para la significación estadística. Todos los análisis se realizaron con el programa RStudio (R Core Team, 2020) mediante los paquetes Psych (Revelle, 2019), para el análisis descriptivo y las pruebas de significación estadística; Lavaan (Rosseel, 2012), para el AFC; y Userfriendlyscience (Peters, 2014), para la consistencia interna.

## Resultados

### Estadísticos descriptivos de los ítems

Al obtener las características descriptivas de los ítems del PACES se observaron puntuaciones medias altas con índices de asimetría que se mantuvieron en general por debajo de -1, mientras que los valores de curtosis tomaron en su mayoría valores por encima de 1. En suma, se rechazó al 1% la normalidad univariada (Kolmogorov-Smirnov) y multivariada (Test de Mardia).

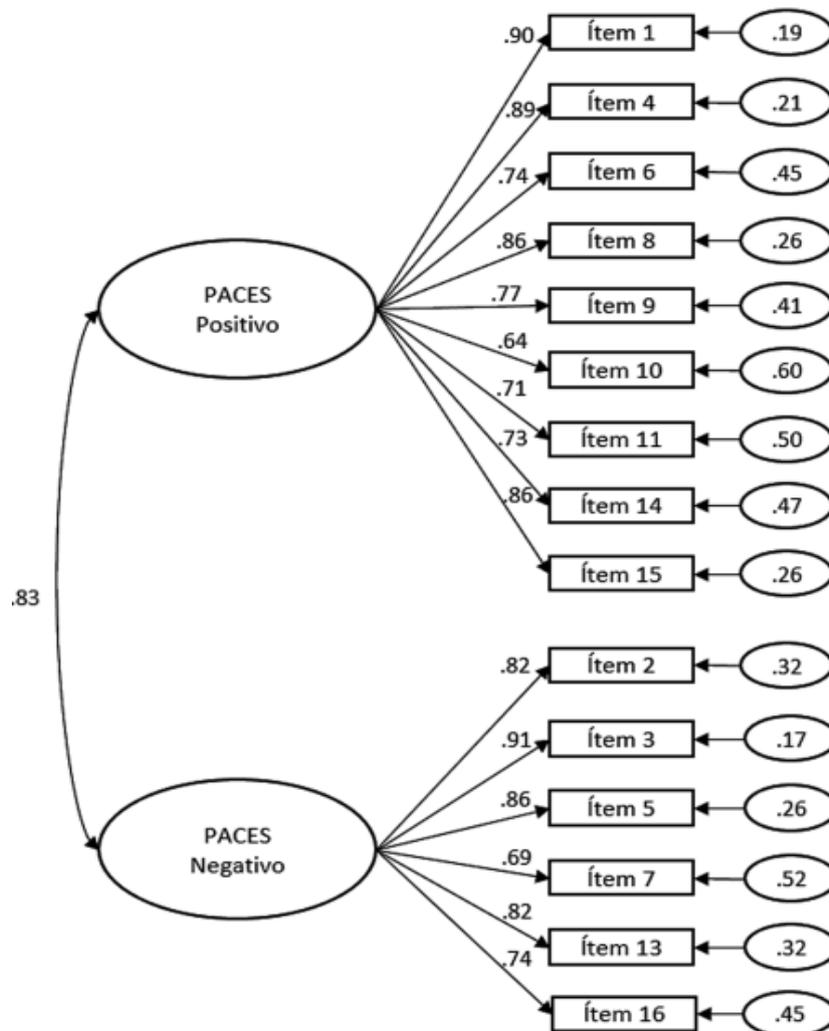
### Validez basada en la estructura interna

El ajuste de los diferentes modelos se presenta en la Tabla 1. El modelo 1 con un factor general de disfrute y los modelos 3 y 4 con errores correlacionados exhibieron ajustes deficientes, principalmente, para el indicador RMSEA. Suponiendo una estructura de dos factores, el modelo 2 produjo una mejora en el ajuste, sin embargo, el ítem 12 (*me frustra*) obtuvo un parámetro estandarizado por debajo de .40 ( $\lambda_{12} = .38$ ,  $\epsilon_{12} = .86$ ). Su omisión permitió un ajuste satisfactorio de los datos con saturaciones factoriales estandarizadas significativas ( $p < .001$ ) que oscilaron entre .64 y .90 para el factor positivo y entre .69 y .91 para el factor negativo. En cambio, el modelo 4, que manifestó un parámetro

estandarizado de .22 para el ítem 12, no mejoró el ajuste al excluir este indicador. Por tanto, los resultados aportaron evidencia de una estructura de dos dimensiones con 15 ítems que distinguió entre un factor positivo y uno negativo (ver Anexo). Este modelo se utilizó para los siguientes análisis (ver

Figura 1). En el modelo de dos factores con 15 ítems se observó para el factor positivo un valor alfa ordinal de .93 CI 95% [.91, .94] y CC de .94, mientras que el factor negativo representado por seis ítems presentó un valor alfa ordinal de .91 CI 95% [.89, .93] y CC de .92.

**Figura 1**  
Análisis factorial confirmatorio del modelo de dos dimensiones del PACES



La alta covarianza entre las dimensiones del modelo oblicuo de dos factores ( $> .80$ ) permite evaluar la factibilidad, interpretación y utilidad de un modelo bifactor considerando un factor general de orden superior y dos factores específicos ortogonales. En primera instancia, se obtuvieron los indicadores de ajuste para un modelo bifactor con 16 ítems donde el ítem 12 presentó una débil carga factorial ( $\lambda_{12} = .23$ ) para el factor general. A pesar del satisfactorio ajuste del modelo, se consideró su exclusión para evaluar el ajuste del modelo con 15 ítems. Este último modelo presentó una mejora a partir de la disminución en el RMSEA que tomó valores de  $\chi^2(75) = 179.59$ ,  $p < .001$  con CFI = .98, TLI = .97 y RMSEA = .074, 90% IC [.060, .088] (ver Tabla 1).

En complemento al ajuste del modelo, fueron considerados diferentes índices para evaluar la estructura bifactor (ver Tabla 2). El ECV del factor general explicó el 81% de la varianza común entre las variables observadas. El PUC, con un valor de .51, sugirió un sesgo en la unidimensionalidad a partir de datos multidimensionales. El omega jerárquico del

factor general mostró que un alto porcentaje de la varianza total de las puntuaciones era atribuible al factor general ( $\omega_h = .88$ ), mientras que las subescalas del PACES agrupadas en ítems positivos y negativos presentaron omegas jerárquicas pobres ( $\omega_{hs} < .50$ ) y, por lo tanto, una baja proporción de la varianza era atribuible a estos factores específicos. Todas las cargas factoriales del factor general fueron estadísticamente significativas oscilando entre .55 y .94 ( $p < .001$ ), no obstante, para el factor específico denominado PACES positivo se observaron parámetros de regresión estandarizados bajos y no significativos en los ítems 1 ( $\lambda_1 = -.13$ ), 4 ( $\lambda_4 = .14$ ) y 8 ( $\lambda_8 = .07$ ). Sin embargo, los mismos cargaron fuertemente en el factor general ( $\lambda > .85$ ) y con valores de I-ECV mayores a .95, lo cual indica que representaría con mayor fuerza al factor general que al factor específico asociado. Para este último indicador, todos los ítems de la dimensión negativa, y tan solo los ítems 6, 10 y 14 de la dimensión positiva, mostraron valores de I-ECV inferiores a .80 (ver Tabla 2).

**Tabla 1**  
*Indicadores de ajuste de los modelos del PACES en adultos*

Modelo	$\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)
1	482.03*	104	.94	.93	.120 (.109, .131)
2	282.50*	103	.97	.96	.083 (.072, .095)
3	259.35*	71	.97	.95	.103 (.089, .116)
4	248.16*	83	.97	.96	.089 (.076, .102)
2 <sup>a</sup>	226.45*	89	.98	.97	.078 (.066, .091)
4 <sup>b</sup>	220.40*	75	.97	.96	.088 (.074, .101)
5 <sup>c</sup>	226.269*	88	.98	.97	.079 (.066, .092)
5 <sup>d</sup>	179.589*	75	.98	.97	.074 (.060, .088)

*Nota:* 2<sup>a</sup> = modelos de dos factores excluyendo el ítem 12 ( $\lambda_{12} = .38$ ); 4<sup>b</sup> = modelo de un factor con errores correlacionados sin el ítem 12 ( $\lambda_{12} = .22$ ); 5<sup>c</sup> = modelo bifactor con 16 ítems donde  $\lambda_{12} = .23$  para el factor general; 5<sup>d</sup> = modelo bifactor sin el ítem 12; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; RMSEA = error medio cuadrático de aproximación; \*  $p < .001$ .

**Tabla 2**  
Cargas factoriales estandarizadas e índices complementarios para el modelo bifactor del PACES

Ítems	General ( $\lambda$ )	Positivo ( $\lambda$ )	Negativo ( $\lambda$ )	I-ECV
1	.94*	-.13	0	.982
4	.87*	.14	0	.975
6	.67*	.43*	0	.708
8	.86*	.07	0	.994
9	.73*	.27*	0	.883
10	.55*	.47*	0	.583
11	.67*	.23*	0	.895
14	.66*	.40*	0	.733
15	.83*	.24*	0	.926
2	.70*	0	.43*	.724
3	.76*	0	.52*	.678
5	.74*	0	.43*	.743
7	.60*	0	.33*	.765
13	.70*	0	.44*	.721
16	.63*	0	.37*	.747
$\lambda_{\text{promedio}}$	.73	.24	.42	-
$\omega_{\text{h}}$	.88	-	-	-
$\omega_{\text{hs}}$	-	.08	.25	-
ECV	.81	-	-	-
PUC	.51	-	-	-

*Nota:* ECV = varianza común explicada; I-ECV = varianza común explicada del ítem; PUC = porcentaje de correlaciones no contaminadas;  $\omega_{\text{h}}$  = omega jerárquico;  $\omega_{\text{hs}}$  = omega jerárquica de las subescalas; \*  $p < .001$ .

### Validez basada en la relación con el ejercicio físico

Las dimensiones del modelo bifactor del PACES presentaron asociaciones directas y significativas con el reporte semanal de minutos de ejercicio en el factor positivo ( $rho = .33$ ,  $p < .001$ ) y de menor intensidad con el factor negativo ( $rho = .23$ ,  $p < .001$ ). Al considerar las mediciones aportadas por el GLTEQ se observan relaciones igualmente directas ( $p < .001$ ), pero con menor fuerza de asociación para el factor

negativo. Mientras que el factor positivo tendió a asociarse con un valor de  $rho = .36$  con el ejercicio fuerte a moderado y  $rho = .34$  con el total de días, el factor negativo presentó asociaciones de  $rho = .23$  y  $rho = .19$ , respectivamente. Por su parte, el factor general exhibió asociaciones con magnitudes semejantes al factor específico positivo con valores mayores a .30 en las diferentes medidas de ejercicio evaluadas (ver Tabla 3).

Los participantes clasificados como activos manifestaron niveles más altos de disfrute tanto en el factor positivo como en el negativo del PACES. Del mismo modo, se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre las puntuaciones de los factores específicos y la condición de participación, siendo los

participantes de una actividad grupal quienes reportaron puntuaciones más altas de disfrute. Resultados similares se obtuvieron para el factor general con estimaciones muy próximas al PACES positivo (ver Tabla 4).

**Tabla 3**

*Asociaciones entre los factores del PACES y las medidas del ejercicio físico*

	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5	6
1. Positivo	37.18	5.97	1	.65*	.95*	.33*	.36*	.34*
2. Negativo	26.82	3.64		1	.84*	.23*	.23*	.19*
3. General	64.00	8.89			1	.33*	.34*	.31*
4. Minutos por semana	394.03	284.46				1	.53*	.51*
5. Fuerte y moderada (GLTEQ)	31.22	19.07					1	.94*
6. Total de días (GLTEQ)	37.09	20.88						1

*Nota:* *M* = media; *DE* = desvío estándar; GLTEQ = Godin Leisure Time Exercise Questionnaire; \*  $p < .001$  (bilateral).

**Tabla 4**

*Comparación de los factores del PACES en función de la clasificación (activo/inactivo) y la condición (grupal/individual)*

Factores	Inactivo	Activo	<i>Z</i>	<i>p</i>	<i>r</i>	Individual	Grupal	<i>Z</i>	<i>p</i>	<i>r</i>
	<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>				<i>M (DE)</i>	<i>M (DE)</i>			
Positivo	34.89 (7.04)	38.49 (4.82)	-4.22	.001	.27	35.82 (6.78)	38.33 (4.9)	-3.12	.002	.20
Negativo	25.62 (4.50)	27.51 (2.83)	-3.14	.002	.20	26.12 (4.02)	27.50 (2.94)	-2.78	.006	.17
General	60.51(10.71)	66.00(6.95)	-4.21	.001	.27	61.94(9.99)	65.83(7.12)	-3.19	.001	.20

*Nota:* *M* = media; *DE* = desvío estándar; *r* = tamaño del efecto.

## Discusión

El objetivo del presente estudio fue adaptar el PACES de Motl et al. (2001) al contexto local argentino y aportar evidencias de validez basada en la estructura interna y en la relación con el ejercicio físico. Las diferentes adaptaciones han presentado ligeras variaciones en su contenido según la cantidad de ítems que fueron retenidos (Moreno et al., 2008; Motl et al., 2001). En el presente estudio, el ítem 12

presentó un valor pequeño en el parámetro estandarizado de los modelos que mejor ajustaron. Al igual que en los estudios previos, con la omisión de este ítem, la estructura de dos factores que agrupan los ítems directos e inversos, obtuvo el mejor ajuste a los datos (Carraro et al., 2008; Latorre-Román et al., 2016), a diferencia de los modelos que representaban unidimensionalidad y errores correlacionados (Jekauc et al., 2012; Moore et al., 2009), los cuales no brindaron

un ajuste deseable. Estos resultados indicaron que la estructura unidimensional no es explicada por la varianza compartida entre los ítems, rechazando la estrategia de unicidad correlacionada para proporcionar un mejor ajuste del modelo ante un posible efecto de método (Marsh, 1996; Motl et al., 2001). Además, estudios previos (Jekauc et al., 2012, 2020) indicaron que la variabilidad de los ítems no podía ser explicada únicamente por un factor global. En su lugar, cobra sentido postular un factor general dentro de una estructura bifactor que explique la varianza común de los ítems. En suma, dado que el modelo de primer orden de dos factores presentó una solución aceptable pero con una alta covarianza entre sus dimensiones y bajo la presunción de que la varianza compartida entre los subdominios se debe a la presencia de un factor general, se especificó un modelo bifactor en el que todos los ítems cargaron en el factor general simultáneamente a las dimensiones especificadas previamente (Brown, 2015; Reise, 2012).

El modelo bifactor exhibió un ajuste satisfactorio, pese a ello, no sería adecuado asumir que la especificación y la utilización del modelo pueda resolverse solo teniendo en cuenta los índices de ajuste convencionales (Rodríguez et al., 2016a). Los índices complementarios proporcionan información para evaluar y comparar el grado de influencia del factor general y de los específicos sobre los ítems, con el fin de obtener conclusiones acerca de la dimensionalidad y la posibilidad de calcular una puntuación global a partir de las subescalas (Dominguez-Lara & Rodríguez, 2017). En la literatura se considera que un omega jerárquico superior a .80 representa una elevada consistencia interna y predominancia del factor general en el modelo bifactor. Concretamente en este estudio, el 88% de la varianza de las puntuaciones totales se atribuyó a las diferencias individuales del factor general interpretándose como un constructo al menos parcialmente unidimensional (Reise et al., 2013). En complemento, los bajos puntajes en los omegas jerárquicos de las subescalas demostraron una inferior varianza de estas puntuaciones (Rodríguez et al., 2016b). Adicionalmente, un ECV superior a .80

manifiesta un alto monto de varianza común que se debe al factor general (Sijtsma, 2009) y dado la reducida varianza común que se atribuye a los factores específicos en comparación con la del factor general, se orienta la decisión de considerar un modelo unidimensional incluso ante datos multidimensionales (Reise et al., 2013).

Aun así, es útil valorar esta información prudentemente y en conjunto con el PUC para decidir si los datos son esencialmente unidimensionales. Su valor de .51 manifiesta un posible sesgo en las estimaciones de los parámetros para un modelo unidimensional en datos que previamente presentaron un buen ajuste multidimensional (Bonifay et al., 2015). Bajo estas condiciones, cuando se analiza el PUC con un valor apenas superior a .50 y en conjunto al ECV y el omega jerárquico con valores mayores a .80, la existencia de cierta multidimensionalidad no niega la interpretación del instrumento como unidimensional (Reise et al., 2013) y, por lo tanto, el factor general podría considerarse como un componente importante en la estructura del modelo de medición observado, sin sostener la unidimensionalidad.

Aunque las estimaciones de los parámetros para el factor general resultaron razonables, en el factor específico positivo se presentaron parámetros bajos y no significativos en los ítems: *Lo disfruto*, *Me resulta agradable* y *Es muy placentero*. La varianza de cada variable observada que no está relacionada con el factor general es mínima y, por lo tanto, cuando un ítem tiene una alta carga en el factor general significa que gran parte de la variabilidad del ítem está siendo explicada por el mismo. Además, los valores de I-ECV fueron muy elevados apoyando así una interpretación esencialmente unidimensional de estos ítems. Considerando estos tres reactivos Chen et al. (2021), propusieron una versión abreviada del instrumento representante de un factor, destacando así su relevancia para la unidimensionalidad. En síntesis, si bien los ítems no contribuían significativamente al factor positivo, estaban fuertemente relacionados con el factor general, preservando así los vínculos entre los

ítems. Por su parte, estas afirmaciones son teóricamente importantes para la subdimensión vinculada, dado la manifestación de emociones placenteras y la alta magnitud de los parámetros estandarizados en el modelo de dos dimensiones oblicuo (.90, .89 y .86, respectivamente).

Se halló evidencia de validez discriminante para todas las medidas propuestas del PACES bifactor y la práctica del ejercicio físico. Específicamente, el incremento del disfrute se asoció con un aumento del ejercicio y tanto los participantes activos como aquellos que reportaron participar en grupo presentaron puntuaciones más altas. Es esperable observar niveles altos de disfrute en participantes regulares de ejercicio físico (Gardner et al., 2017; Kruk et al., 2019; Stevens et al., 2020; Wienke & Jekauc, 2016). A su vez, la modalidad grupal parece promover el disfrute frente aquellos que lo realizan preferentemente en solitario (Teixeira et al., 2022). Para estas diferentes vinculaciones con el ejercicio se presentaron resultados muy semejantes entre el factor específico positivo y el factor general. Estos resultados son coherentes al apreciarse una asociación extremadamente fuerte ( $\rho = .95$ ) entre ambos factores. El factor general no presentó una capacidad discriminante que justifique su uso exclusivo e independientemente de los factores específicos dado que se podrían presentar resultados similares con solo tomar los estímulos del factor positivo. Además, el cálculo reservado únicamente a una medida unidimensional podría ocultar relaciones y contenidos teóricamente relevantes de los ítems negativos. Estos expresan relaciones de insatisfacción que son habituales entre los usuarios del ejercicio. A su vez, no necesariamente los ítems positivos representaron la misma intensidad de asociaciones que las afirmaciones negativas.

No se han registrado estudios de validez del PACES para población argentina, siendo este un primer aporte de evidencia para el uso e interpretación de sus puntuaciones. Por consiguiente, se examinó la versión de la escala desarrollada por Motl et al. (2001). Esta es más extensa que versiones posteriores que ofrecen

versiones innovadas. Entre ellas, otros autores han propuesto versiones revisadas más breves (Chen et al., 2021; Kendzierski & Morganstein, 2009; Mullen et al., 2011; Raedeke, 2007). Por ejemplo, Mullen et al. (2011) y Raedeke (2007) consideraron seleccionar ocho elementos que reflejaban aspectos eudaimónicos representativos del bienestar psicológico y social obteniendo un ajuste satisfactorio del modelo y argumentando que el instrumento requiere menos ítems para evaluar un único constructo (Raedeke, 2007). De modo similar, Chen et al. (2021) redujeron la escala de Motl et al. (2001) a tan solo cuatro reactivos que reflejan la experiencia del disfrute con una emoción de valencia positiva dirigida hacia actividades que presentan sentimientos de placer, alegría y diversión. Estas versiones breves y unidimensionales pueden acelerar el proceso de evaluación y reducir el tiempo de respuesta de los participantes (Chung & Leung, 2018; Monteiro et al., 2017; Teques et al., 2020). Sin embargo, no contemplan los aspectos de disconformidad y las sensaciones displacenteras incluidas en el factor negativo.

Este estudio se centró únicamente en aportes de validez del PACES en la relación con el ejercicio físico. Por consiguiente, tanto versiones extensas como breves pueden aportar evidencia con otras variables psicológicas. Asimismo, es necesario considerar un mayor tamaño muestral que permita segmentar a los participantes para estudios de invarianza en la medición, como, por ejemplo, en función del género (Carraro et al., 2008; Jekauc et al., 2020; Moore et al., 2009; Motl et al., 2001; Rodrigues, Forte et al., 2021; Teques et al., 2020). La divergencia en la estructura dimensional del PACES requiere nuevos estudios que aporten mayor evidencia, ya sea para determinar la dimensionalidad, así como para sostener una puntuación total a partir de un modelo bifactor. A su vez, otra limitación es la posible presencia de sesgos culturales para interpretar los ítems. La muestra utilizada para validar el instrumento proviene exclusivamente de la provincia de Buenos Aires, lo que podría influir en la manera en que los participantes interpretan y responden a los ítems del cuestionario y, por lo tanto,

dificultar la generalización a otras zonas residenciales por fuera de esta provincia. Asimismo, se requiere tener cautela al extrapolar estos resultados a otras poblaciones que practiquen deportes o algún ejercicio específico. Venideros estudios pueden explorar el funcionamiento del instrumento en ejercicios físicos particulares, lo que sugiere la necesidad de replicar el estudio en diferentes contextos y con muestras diversas.

El modelado con 15 ítems presentó el mejor ajuste a los datos tanto en su especificación oblicua como bifactor. Los análisis de este último proporcionan un apoyo inicial para la existencia de una dimensión más amplia del PACES, además, de los dos factores específicos. En consideración de los indicadores adicionales, se aprecia que el factor general explica una mayor cantidad de varianza de los ítems en comparación a los dos factores específicos. A pesar de ello, el ajuste de un modelo unidimensional fue insatisfactorio y considerar predominantemente un solo factor general en el modelo puede ocultar la importancia relativa de las dimensiones positivo y negativo. Si bien es baja la varianza única explicada de cada variable observada por los factores específicos que no está relacionada con el factor general, las subdimensiones latentes del PACES preservan un valor sustantivo en la relación con el ejercicio físico. Los participantes que reportaron realizar su actividad en grupo y que fueron clasificados como activos presentaron mayor disfrute hacia el ejercicio físico. A su vez, los estudios de correlación indicaron asociaciones positivas con una menor magnitud para el factor negativo en todas las medidas de ejercicio.

Aunque la evidencia sugiere el uso de una puntuación representativa de unidimensionalidad, este estudio resaltó que la estructura interna del modelo oblicuo y los aportes de validez discriminante asociados al modelo bifactor, sostienen la utilidad y relevancia del constructo constituido por dos dimensiones distinguidas por la redacción positiva y negativa de los ítems. Se puede concluir que la

modelización de cierta unidimensionalidad no es lo suficientemente fuerte como para rechazar una interpretación multidimensional (Reise et al., 2013), siendo necesario sostener las subdimensiones planteadas y, además, considerar la plausibilidad de sumar sus puntuaciones para configurar una puntuación total. La existencia de cierta multidimensionalidad admite la interpretación del instrumento como unidimensional dado que el factor general parece ser un componente importante en la estructura del modelo de medición observado. En suma, los análisis efectuados sobre la escala indican que la adaptación para la población argentina de Buenos Aires resulta en un instrumento con buenas propiedades psicométricas para evaluar el disfrute hacia la práctica del ejercicio físico.

### **Conflicto de intereses**

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

### **Responsabilidad ética**

La investigación es producto de un estudio realizado previo consentimiento informado de los participantes, garantizando su anonimato en el procesamiento de datos. Se enmarca en un proyecto de investigación aprobado por la Comisión de Evaluación de Conductas Responsables en Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires que revisa aspectos metodológicos y éticos del estudio.

### **Contribución de autoría**

DJU: conceptualización, análisis de los datos, interpretación y redacción del manuscrito.

GSL: redacción, revisión y discusión del manuscrito.

FJPA: elaboración, redacción, revisión y discusión del manuscrito.

## Financiamiento

La investigación que se presenta en este artículo fue financiada por la Universidad de Buenos Aires (UBACyT 2023-24 Código: N° 20020220400196BA).

## Referencias

- Amireault, S., & Godin, G. (2015). The Godin-Shephard Leisure-Time Physical Activity Questionnaire: Validity Evidence Supporting its Use for Classifying Healthy Adults into Active and Insufficiently Active Categories. *Perceptual and Motor Skills, 120*(2), 604-622. <https://doi.org/10.2466/03.27.PMS.120v19x7>
- Bonifay, W. E., Reise, S. P., Scheines, R., & Meijer, R. R. (2015). When Are Multidimensional Data Unidimensional Enough for Structural Equation Modeling? An Evaluation of the DETECT Multidimensionality Index. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 22*(4), 504-516. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.938596>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2.<sup>a</sup> ed.). Guilford Publications.
- Carraro, A., Young, M. C., & Robazza, C. (2008). A Contribution to the Validation of the Physical Activity Enjoyment Scale in an Italian Sample. *Social Behavior and Personality, 36*(7), 911-918. <https://doi.org/10.2224/sbp.2008.36.7.911>
- Chen, C., Weyland, S., Fritsch, J., Woll, A., Niessner, C., Burchartz, A., Schmidt, S. C. E., & Jekauc, D. (2021). A Short Version of the Physical Activity Enjoyment Scale: Development and Psychometric Properties. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(21), 11035. <https://doi.org/10.3390/ijerph182111035>
- Chung, P. K., & Leung, K. M. (2018). Psychometric Properties of Eight-Item Physical Activity Enjoyment Scale in Chinese Population. *Journal of Aging and Physical Activity, 27*(1), 61-66. <https://doi.org/10.1123/japa.2017-0212>
- Crocker, P. R. E., Bouffard, M., & Gessaroli, M. E. (1995). Measuring Enjoyment in Youth Sport Settings: A Confirmatory Factor Analysis of the Physical Activity Enjoyment Scale. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 17*(2), 200-205. <https://doi.org/10.1123/jsep.17.2.200>
- De Gracia, M., & Marcó, M. (2000). Efectos psicológicos de la actividad física en personas mayores. *Psicothema, 12*(2), 285-292. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72712221.pdf>
- Dominguez-Lara, S. A., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones, 3*(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Ekelund, U., Brown, W. J., Steene-Johannessen, J., Fagerland, M. W., Owen, N., Powell, K. E., Bauman, A. E., & Lee, I. M. (2019). Do the Associations of Sedentary Behaviour with Cardiovascular Disease Mortality and Cancer Mortality Differ by Physical Activity Level? A Systematic Review and Harmonised Meta-Analysis of Data from 850 060 Participants. *British Journal of Sports Medicine, 53*(14), 886-894. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2017-098963>
- Gardner, L. A., Magee, C. A., & Vella, S. A. (2017). Enjoyment and Behavioral Intention Predict Organized Youth Sport Participation and Dropout. *Journal of Physical Activity and Health, 14*(11), 861-865. <https://doi.org/10.1123/jpah.2016-0572>
- Godin, G. (2011). The Godin-Shephard Leisure-Time Physical Activity Questionnaire. *Health & Fitness Journal of Canada, 4*(1), 18-22. <https://doi.org/10.14288/hfjc.v4i1.82>
- Godin, G., & Shephard, R. J. (1985). A Simple Method to Assess Exercise Behavior in the Community. *Canadian Journal of Applied Sport Sciences, 10*(3), 141-146.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate Data Analysis, Pearson New International Edition*. Pearson Education Limited.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jekauc, D. (2015). Enjoyment during Exercise Mediates the Effects of an Intervention on Exercise Adherence. *Psychology, 6*(1), 48-54. <https://doi.org/10.4236/psych.2015.61005>
- Jekauc, D., Nigg, C., Nigg, C. R., Reichert, M., Krell-Roesch, J., Oriwol, D., Schmidt, S., Wunsch, K., & Woll, A.

- (2020). Measurement Properties of the German Version of the Physical Activity Enjoyment Scale for Adults. *PLoS ONE*, *15*(11), e0242069. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242069>
- Jekauc, D., Voelkle, M., Wagner, M. O., Mewes, N., & Woll, A. (2012). Reliability, Validity, and Measurement Invariance of the German Version of the Physical Activity Enjoyment Scale. *Journal of Pediatric Psychology*, *38*(1), 104-115. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jss088>
- Kendzierski, D., & DeCarlo, K. J. (1991). Physical Activity Enjoyment Scale: Two Validation Studies. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, *13*(1), 50-64. <https://doi.org/10.1123/jsep.13.1.50>
- Kendzierski, D., & Morganstein, M. S. (2009). Test, Revision, and Cross-Validation of the Physical Activity Self-Definition Model. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, *31*(4), 484-504. <https://doi.org/10.1123/jsep.31.4.484>
- Klompstra, L., Deka, P., Almenar, L., Pathak, D., Muñoz-Gómez, E., López-Vilella, R., & Marques-Sule, E. (2022). Physical Activity Enjoyment, Exercise Motivation, and Physical Activity in Patients with Heart Failure: A Mediation Analysis. *Clinical Rehabilitation*, *36*(10), 1324-1331. <https://doi.org/10.1177/02692155221103696>
- Kruk, M., Zarychta, K., Horodyska, K., Boberska, M., Scholz, U., Radtke, T., & Luszczynska, A. (2019). What Comes First, Negative Emotions, Positive Emotions, or Moderate-to-Vigorous Physical Activity? *Mental Health and Physical Activity*, *16*, 38-42. <https://doi.org/10.1016/j.mhpa.2019.03.002>
- Latorre-Román, P. Á., Martínez-López, E. J., Ruiz-Ariza, A., Izquierdo-Rus, T., Salas-Sánchez, J., & García-Pinillos, F. (2016). Validez y fiabilidad del cuestionario de disfrute por el ejercicio físico (PACES) en adolescentes con sobrepeso y obesidad. *Nutrición Hospitalaria*, *33*(3), 595-601.
- Lee, I. M., Shiroma, E. J., Lobelo, F., Puska, P., Blair, S. N., Katzmarzyk, P. T., Alkandari, J. R., Andersen, L. B., Bauman, A. E., Brownson, R. C., Bull, F. C., Craig, C. L., Ekelund, U., Goenka, S., Guthold, R., Hallal, P. C., Haskell, W. L., Heath, G. W., Inoue, S., ... Wells, J. C. (2012). Effect of Physical Inactivity on Major Non-Communicable Diseases Worldwide: An Analysis of Burden of Disease and Life Expectancy. *The Lancet*, *380*(9838), 219-229. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)61031-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)61031-9)
- Li, C. H. (2016). Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data: Comparing Robust Maximum Likelihood and Diagonally Weighted Least Squares. *Behavior Research Methods*, *48*(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Marsh, H. W. (1996). Positive and Negative Global Self-Esteem: A Substantively Meaningful Distinction or Artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*(4), 810-819. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.4.810>
- Monteiro, D., Nunes, G., Marinho, D. A., Couto, N., Antunes, R., Moutão, J., & Cid, L. (2017). Translation and Adaptation of the Physical Activity Enjoyment Scale (PACES) in a Sample of Portuguese Athletes, Invariance Across Genders Nature Sports and Swimming. *Revista Brasileira de Cineantropometria & Desempenho Humano*, *19*(6), 631-643. <http://dx.doi.org/10.5007/1980-0037.2017v19n6p631>
- Moore, J. B., Yin, Z., Hanes, J., Duda, J., Gutin, B., & Barbeau, P. (2009). Measuring Enjoyment of Physical Activity in Children: Validation of the Physical Activity Enjoyment Scale. *Journal of Applied Sport Psychology*, *21*(1), 116-129. <https://doi.org/10.1080/10413200802593612>
- Moreno, J. A., González-Cutre, D., Martínez, C., Alonso, N., & López, M. (2008). Propiedades psicométricas de la *Physical Activity Enjoyment Scale* (PACES) en el contexto español. *Estudios de Psicología*, *29*(2), 173-180. <https://doi.org/10.1174/021093908784485093>
- Motl, R. W., Dishman, R. K., Saunders, R., Dowda, M., Felton, G., & Pate, R. R. (2001). Measuring Enjoyment of Physical Activity in Adolescent Girls. *American Journal of Preventive Medicine*, *21*(2), 110-117. [https://doi.org/10.1016/S0749-3797\(01\)00326-9](https://doi.org/10.1016/S0749-3797(01)00326-9)
- Mullen, S. P., Olson, E. A., Phillips, S. M., Szabo, A. N., Wójcicki, T. R., Mailey, E. L., Gothe, N. P., Fanning, J. T., Kramer, A. F., & McAuley, E. (2011). Measuring Enjoyment of Physical Activity in Older Adults: Invariance of the Physical Activity Enjoyment Scale

- (PACES) Across Groups and Time. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 8(103), 1-9. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-8-103>
- Oliden, P. E., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Peters, G. (2014). The Alpha and the Omega of Scale Reliability and Validity: Why and How to Abandon Cronbach's Alpha and the Route Towards More Comprehensive Assessment of Scale Quality. *The European Health Psychologist*, 16(2), 56-69. <https://doi.org/10.31234/osf.io/h47fv>
- R Core Team. (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Raedeke, T. D. (2007). The Relationship Between Enjoyment and Affective Responses to Exercise. *Journal of Applied Sport Psychology*, 19(1), 105-115. <https://doi.org/10.1080/10413200601113638>
- Rebar, A. L., Stanton, R., Geard, D., Short, C., Duncan, M. J., & Vandelandotte, C. (2015). A Meta-Analysis of the Effect of Physical Activity on Depression and Anxiety in Non-Clinical Adult Populations. *Health Psychology Review*, 9(3), 366-378. <https://doi.org/10.1080/17437199.2015.1022901>
- Reiner, M., Niermann, C., Jekauc, D., & Woll, A. (2013). Long-Term Health Benefits of Physical Activity - A Systematic Review of Longitudinal Studies. *BMC Public Health*, 13(1). <https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/1471-2458-13-813>
- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and Structural Coefficient Bias in Structural Equation Modeling: A Bifactor Perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rhodes, R. E., & Kates, A. (2015). Can the Affective Response to Exercise Predict Future Motives and Physical Activity Behavior? A Systematic Review of Published Evidence. *Annals of Behavioral Medicine*, 49(5), 715-731. <https://doi.org/10.1007/s12160-015-9704-5>
- Rodrigues, F., Bento, T., Cid, L., Neiva, H. P., Teixeira, D., Moutão, J., Marinho, D. A., & Monteiro, D. (2018). Can Interpersonal Behavior Influence the Persistence and Adherence to Physical Exercise Practice in Adults? A Systematic Review. *Frontiers in Psychology*, 9, 2141. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02141>
- Rodrigues, F., Forte, P., Teixeira, D. S., Cid, L., & Monteiro, D. (2021). The Physical Activity Enjoyment Scale (Paces) as a Two-Dimensional Scale: Exploratory and Invariance Analysis. *Montenegrin Journal of Sports Science and Medicine*, 10(1), 61-66. <https://doi.org/10.26773/mjssm.210309>
- Rodrigues, F., Teixeira, D. S., Cid, L., & Monteiro, D. (2021). Have you Been Exercising Lately? Testing the Role of Past Behavior on Exercise Adherence. *Journal of Health Psychology*, 26(10), 1482-1493. <https://doi.org/10.1177/1359105319878243>
- Rodrigues, F., Teixeira, D. S., Neiva, H. P., Cid, L., & Monteiro, D. (2020). The Bright and Dark Sides of Motivation as Predictors of Enjoyment, Intention, and Exercise Persistence. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 30(4), 787-800. <https://doi.org/10.1111/sms.13617>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016b). Evaluating Bifactor Models: Calculating and Interpreting Statistical Indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- Ruby, M. B., Dunn, E. W., Perrino, A., Gillis, R., & Viel, S. (2011). The Invisible Benefits of Exercise. *Health Psychology*, 30(1), 67-74. <https://doi.org/10.1037/a0021859>

- Scanlan, T. K., & Simons, J. P. (1992). The Construct of Sport Enjoyment. En G. C. Roberts (ed.), *Motivation in sport and exercise* (pp. 199-215). Human Kinetics.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74. [https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr\\_Schermelleh.pdf](https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr_Schermelleh.pdf)
- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Steiger, J. H. (1990). Structural Model Evaluation and Modification: An Interval Estimation Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502\\_4](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4)
- Stenseng, F., Forest, J., & Curran, T. (2015). Positive Emotions in Recreational Sport Activities: The Role of Passion and Belongingness. *Journal of Happiness Studies*, 16(5), 1117-1129. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9547-y>
- Stevens, C. J., Baldwin, A. S., Bryan, A. D., Conner, M., Rhodes, R. E., & Williams, D. M. (2020). Affective Determinants of Physical Activity: A Conceptual Framework and Narrative Review. *Frontiers in Psychology*, 11, 568331. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.568331>
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2014). Using Hierarchical IRT Models to Create Unidimensional Measures from Multidimensional Data. En *Handbook of Item Response Theory Modeling*. Routledge.
- Teixeira, D. S., Rodrigues, F., Cid, L., & Monteiro, D. (2022). Enjoyment as a Predictor of Exercise Habit, Intention to Continue Exercising, and Exercise Frequency: The Intensity Traits Discrepancy Moderation Role. *Frontiers in Psychology*, 13, 780059. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.780059>
- Teixeira, D. S., Rodrigues, F., Machado, S., Cid, L., & Monteiro, D. (2021). Did You Enjoy It? The Role of Intensity-Trait Preference/Tolerance in Basic Psychological Needs and Exercise Enjoyment. *Frontiers in Psychology*, 12, 682480. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.682480>
- Teques, P., Calmeiro, L., Silva, C., & Borrego, C. (2020). Validation and Adaptation of the Physical Activity Enjoyment Scale (PACES) in Fitness Group Exercisers. *Journal of Sport and Health Science*, 9(4), 352-357. <https://doi.org/10.1016/j.jshs.2017.09.010>
- Wienke, B., & Jekauc, D. (2016). A Qualitative Analysis of Emotional Facilitators in Exercise. *Frontiers in Psychology*, 7, 1296. <https://www.frontiersin.org/journals/psychology/articles/10.3389/fpsyg.2016.01296/full>
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$ , and McDonald's  $\omega_H$ : Their Relations with Each Other and Two Alternative Conceptualizations of Reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

Damián Javier Ursino

Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Licenciado en Psicología de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. Ayudante de trabajos prácticos de la Cátedra II de Estadística de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. Se ha especializado en el área de Psicología del Deporte y del Ejercicio Físico siendo esta su principal área de estudio. Actualmente, el interés por la producción de instrumentos de evaluación psicológica lo conlleva a desarrollar el Doctorado en Psicología en la Universidad de Buenos Aires.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3040-1070>

Autor corresponsal: [dursino@psi.uba.ar](mailto:dursino@psi.uba.ar)

Gabriela Susana Lozzia

Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Doctora en Psicología. Profesora Adjunto Regular en la Cátedra II de la materia Estadística e Investigadora en la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. En la actualidad, es Codirectora del proyecto de investigación financiado por la Universidad de Buenos Aires (UBACyT 2023-24 Código: No 20020220400196BA). Sus intereses en la investigación son la evaluación psicológica y psicometría.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7753-6303>

[glozzia@psi.uba.ar](mailto:glozzia@psi.uba.ar)

Facundo Juan Pablo Abal

Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires y Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Argentina.

Doctor en Psicología. Profesor adjunto en la Cátedra II de la materia Estadística, Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. Investigador Adjunto en el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). En la actualidad, es director del proyecto de investigación financiado por la Universidad de Buenos Aires (UBACyT 2023-24 Código: No 20020220400196BA). Sus intereses en la investigación son la evaluación psicológica y psicometría.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7023-5380>

[afjp79@hotmail.com](mailto:afjp79@hotmail.com)

## Anexo

Escala de disfrute hacia la actividad física (PACES) en población argentina

Para los siguientes enunciados responda cómo se siente en el momento que realiza su ejercicio físico.

	Cuando hago ejercicio ...	1	2	3	4	5
1	... lo disfruto.	1	2	3	4	5
2	... me aburro.	1	2	3	4	5
3	... no me gusta.	1	2	3	4	5
4	... me resulta agradable.	1	2	3	4	5
5	... no es nada divertido.	1	2	3	4	5
6	... me da energía.	1	2	3	4	5
7	... me deprime.	1	2	3	4	5
8	... es muy placentero.	1	2	3	4	5
9	... me siento bien físicamente mientras lo hago.	1	2	3	4	5
10	... obtengo un extra de ello.	1	2	3	4	5
11	... es muy excitante.	1	2	3	4	5
12	... no es nada interesante.	1	2	3	4	5
13	... me da una gran sensación de que logré algo.	1	2	3	4	5
14	... se siente bien.	1	2	3	4	5
15	... siento que quisiera estar haciendo otra cosa.	1	2	3	4	5

PACES positivo: 1, 4, 6, 8, 9, 10, 11, 14, 15.

PACES negativo: 2, 3, 5, 7, 13, 16.