

Estudio psicométrico del Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos (CBPAM).

Design of the Psychological Well-Being for Mexican Adolescents Questionnaire (PWMAQ).

Marlon Frank Espinosa Requesens ^a, Luis Felipe García y Barragán ^b, Ferrán Padrós Blázquez ^c, Gabriela Navarro Contreras ^d, Martha Leticia Salazar Garza ^e

Abstract:

This study aimed to develop and validate the Psychological Well-Being Questionnaire for Mexican Adolescents (CBPAM-22), an instrument designed based on Ryff's theoretical model but adapted to the Mexican youth sociocultural context. An instrumental methodology was employed in three phases: item development and expert review, Exploratory Factor Analysis (EFA), and Confirmatory Factor Analysis (CFA). The total sample included 889 Mexican adolescents. Following the analytical procedures, 22 items were retained, grouped into four factors: Personal Growth, Social Relationships, Self-Confidence and Self-Image, and Clarity About the Future. The CFA confirmed a robust factorial structure with a second-order factor, showing excellent fit indices (CFI = .997; RMSEA = .023; SRMR = .057). The reliability of the instrument after CFA was high, with a total Omega coefficient of .934 and Cronbach's alpha of .932, with factor-level values above .80. Factor intercorrelations and correlations with the total score supported the theoretical coherence of the model. The study highlights the relevance of removing Ryff's "Environmental Mastery" dimension and including "Clarity About the Future." In conclusion, the CBPAM-22 is a valid and reliable tool for assessing psychological well-being in Mexican adolescents and is useful for research on youth well-being.

Keywords:

Psychological Well-Being, Adolescents, Validation, Questionnaires, Methodology.

Resumen:

Este estudio tuvo como objetivo desarrollar y validar el Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos (CBPAM-22), instrumento diseñado a partir del modelo teórico de Ryff, pero adaptado al contexto sociocultural juvenil mexicano. Se empleó una metodología instrumental, en tres fases: elaboración y jueceo de ítems, Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). La muestra total incluyó a 889 adolescentes mexicanos. Tras los distintos procesos de análisis se obtuvieron 22 ítems, agrupados en cuatro factores: Crecimiento Personal, relaciones Sociales, Autoconfianza y Autoimagen y Claridad Respecto al Futuro. El AFC confirmó una estructura factorial robusta con un factor de segundo orden, mostrando índices de ajuste excelentes (CFI=.997; RMSEA= .023; SRMR= .057). La fiabilidad del instrumento después de realizado el AFC fue alta, con un coeficiente Omega total de .934 y un Alfa de Cronbach de .932, con valores por factor superiores a .80. Las correlaciones entre factores y con el puntaje total respaldaron la coherencia teórica del modelo. El estudio destaca la pertinencia de eliminar la dimensión "Dominio del entorno" de Ryff e incluir uno denominado "Claridad Respecto al Futuro". Se concluye que el CBPAM-22 es una herramienta válida y confiable para la evaluación del bienestar psicológico en adolescentes mexicanos, útil para la investigación en bienestar juvenil.

Palabras Clave:

Bienestar Psicológico, Adolescentes, Validación, Cuestionario, Metodología.

^a Universidad de Guanajuato, León, Guanajuato, México, <https://orcid.org/0000-0002-4834-6559>,

Email: mf.espinosarequesens@ugto.mx

^b Universidad de Guanajuato, León, Guanajuato, México, <https://orcid.org/0000-0002-1328-9814>, Email: luisgyb@ugto.mx

^c Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Morelia, Michoacán, México, <https://orcid.org/0000-0001-8911-8096>, Email: fpadros@uoc.edu

^d Universidad de Guanajuato, León, Guanajuato, México, <https://orcid.org/0000-0003-4744-2351>, Email: g.navarro@ugto.mx

^e Universidad Autónoma de Aguascalientes, Aguascalientes, Aguascalientes, México, <https://orcid.org/0000-0002-1695-5771>, Email: leticia.salazar@edu.uaa.mx

Introducción

El estudio del bienestar ha sido un tema de creciente interés en las ciencias sociales y psicológicas, abordándose desde distintas perspectivas teóricas y empíricas. Entre los constructos más importantes en este campo, se destacan el Bienestar Psicológico (BP) y el Bienestar Subjetivo (BS). El BS se centra en la evaluación subjetiva que las personas hacen de su vida, incluye un componente cognitivo (la satisfacción con la vida) y dos afectivos (afecto positivo y afecto negativo) (Wong et al., 2024). En cambio, el BP se refiere a los procesos activos y dinámicos que permiten a los individuos alcanzar metas y enfrentarse de manera efectiva a los desafíos de la vida (Yiğit y Çakmak, 2024).

La diferencia entre BP y BS no solo radica en la perspectiva subjetiva o contextual de la evaluación, sino también en el tipo de procesos que se consideran. El BP implica elementos más activos y enfocados en la superación de obstáculos y el crecimiento personal, mientras que el BS se basa en percepciones y emociones momentáneas. Beltrán Guerra y Arrellanez Hernández (2020), sostienen que el estudio del BP debe considerar la relación entre lo subjetivo, el contexto y las actividades que realizan las personas, ya que estos factores influyen en su potencial de desarrollo. Este enfoque es clave para entender cómo las personas afrontan los retos de la vida, como señala Bastías (2021).

Una de las contribuciones más influyentes al estudio del BP es el modelo de seis dimensiones propuesto por Carol Ryff (1989). Estas dimensiones (autonomía, autoaceptación, control ambiental, crecimiento personal, relaciones positivas y propósito de vida), representan distintos aspectos del funcionamiento psicológico óptimo (Ryff y Keyes, 1995). El modelo de Ryff ha sido utilizado como referencia para el desarrollo de instrumentos de medición del BP, como la Escala de Bienestar Psicológico (SPWB). Esta escala, originalmente compuesta por 120 ítems, ha sido reducida y adaptada en diversas versiones para distintas poblaciones, incluyendo adolescentes y adultos mayores en México (Medina-Calvillo et al., 2013; De León-Ricardi et al., 2019).

Sin embargo, a pesar de su amplio uso, el modelo de Ryff ha sido objeto de críticas y revisiones. Algunos estudios han cuestionado la estructura factorial original de la escala, por ejemplo, Jurado-García et al. (2017) encontraron que, en la adaptación española de la escala de 39 ítems, solo tres de las seis dimensiones originales se mantuvieron después de ajustes. Esto sugiere la necesidad de adaptar y validar los instrumentos para las características socioculturales específicas de cada población. En el contexto mexicano, Medina-Calvillo et al. (2013) realizaron una validación de la escala de Ryff para población mexicana, destacando la importancia de ajustar los ítems al contexto cultural para mejorar la

precisión y la validez de los resultados, pues puntualmente el factor “dominio del entorno” presentó valores inferiores a lo esperado y en consecuencia pone en duda la utilidad de la escala en población mexicana. El ajuste cultural y poblacional de las herramientas de medición es fundamental para garantizar la fiabilidad de los estudios sobre BP. Un ejemplo de esta adaptación es el trabajo de Salas-Picón (2021), quien aplicó el modelo de Ryff a sobrevivientes del conflicto armado colombiano, y De León Ricardi et al. (2019), quienes desarrollaron una escala específica para adultos mayores mexicanos. En este sentido, la flexibilidad del modelo de Ryff permite su adaptación a diferentes contextos, pero también subraya las limitaciones de la aplicabilidad universal del modelo. Una forma de atenuar esta característica propia de los instrumentos de medición, incluso validados en otros contextos, es considerar los ajustes en sus puntuaciones de cortes y dimensiones cuando se aplican a poblaciones específicas, para asegurar su relevancia y precisión diagnóstica (Schaufeli et al., 2023; Beck et al., 2023).

El estudio del bienestar psicológico ha evolucionado hacia un enfoque más contextual y multidimensional, donde los modelos clásicos, como el de Ryff, siguen siendo una referencia importante, pero la investigación actual muestra la necesidad de ajustar estos modelos reflejando las particularidades socioculturales de cada población. Esto es especialmente relevante en contextos como el mexicano, donde las adaptaciones de las escalas han mostrado discrepancias que subrayan la necesidad de herramientas de medición contextualizadas. Solo mediante este tipo de ajustes será posible obtener resultados más fiables y representativos del BP en diversas poblaciones. En este contexto, la presente investigación se propuso desarrollar un instrumento específico para evaluar el bienestar psicológico en la población adolescente mexicana, así como analizar sus propiedades psicométricas mediante análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC).

Método

El cuestionario para medir el bienestar psicológico en adolescentes mexicanos se diseñó tomando como referencia la propuesta de Ryff y Keyes (1995) y la versión en español de Díaz et al. (2006), incorporando elementos socioculturales relevantes de México (Sánchez-Villena y de la Fuente-Figuerola, 2020). Se realizó un estudio de tipo instrumental (Montero y León, 2007). El estudio fue dividido en tres fases: en la primera se elaboraron los reactivos y fueron sometidos a valoración por parte de jueces expertos; en la segunda fase, se realizó un análisis factorial exploratorio y depuración de ítems; y finalmente, en la tercera se llevó a cabo el análisis factorial

confirmatorio, cada una con sus muestras correspondientes.

Instrumento.

El Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos (CBPAM), en su propuesta inicial, estuvo compuesto de 60 ítems con 5 opciones de respuesta de nunca (1) a siempre (5) que evalúan el bienestar psicológico tomando como referencia el modelo de Ryff (1989).

Validez de contenido a través de jueces expertos.

Cinco jueces expertos evaluaron la propuesta inicial de 60 ítems, respecto a coherencia, relevancia y claridad, utilizando la V de Aiken (Escobar y Martínez, 2008). Los ítems con una puntuación mayor a .80 se mantuvieron, y fueron eliminados los que puntuaron por debajo de .75 (Penfield y Giacobbi, 2004).

Participantes. Las muestras de ambas fases fueron no probabilísticas, considerando que debían cumplir los criterios de la edad, ser escolarizados y de nacionalidad mexicana. Participaron adolescentes de entre 12 y 24 años sustentando su inclusión en evidencias que ampliaron la definición de la etapa. Estas consideran procesos de la maduración cerebral como la poda sináptica, la mielinización y su continuidad hasta mediados de los 20 años (Arain et al., 2013), y que las trayectorias sociales y de salud refuerzan la necesidad de considerar este rango etario (Sawyer et al., 2018; Patton et al., 2016). Se consideró que la adolescencia implica una alta sensibilidad a la pertenencia social y a la exclusión, factores críticos en el BP (Kilford et al., 2019; Orben et al., 2020; Tomova et al., 2021). Para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), la muestra estuvo compuesta por 619 adolescentes mexicanos entre 12 y 22 años ($M=16.12$, $DE=1.71$), el 65.4% mujeres y el 34.6% hombres. La mayoría fueron residentes de Michoacán, con representación de otros estados como Querétaro, Veracruz y Ciudad de México, lo que permitió reducir el sesgo de edad y asegurar la pertinencia del instrumento para el contexto cultural mexicano, considerando el enfoque neuroecosocial (Choudhury, 2023). La segunda fase de la muestra incluyó 270 participantes de entre 14 y 24 años ($M = 18.64$, $DE = 2.23$), compuesta por 188 mujeres (69.6%) y 82 hombres (30.4%). En ambas fases participaron adolescentes que cursaban desde estudios secundarios hasta universitarios, buscando una representación de las diferentes edades que comprenden la adolescencia extendida, con la finalidad de garantizar representatividad, considerando que el instrumento se diseñó con la intención de que abarque toda la etapa adolescente.

Procedimiento.

En el diseño y redacción se elaboraron 60 ítems originales con base en la propuesta de Ryff y Keyes (1995). Las dimensiones propuestas para evaluar fueron: Autonomía, Crecimiento personal, Dominio

contextual, Habilidades interpersonales positivas, Sentido de vida y Actitud positiva hacia uno mismo, con 10 ítems por factor.

Se capacitó a 15 psicólogos en línea para la aplicación de la prueba, la cual fue anónima y cumplió con los protocolos éticos, incluyendo el consentimiento informado para menores.

La escala propuesta fue la versión inicial del "Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos" (CBPAM), luego de que los ítems fueran sometidos a criterio de jueces expertos. Se administró principalmente de manera presencial y grupal, también a través de Google Forms, teniendo un tiempo de respuesta estimado de 15 minutos. Para garantizar estabilidad en el análisis, se siguió el criterio de tener un mínimo de diez participantes por ítem (Lloret-Segura et al., 2014).

Para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se obtuvo permiso de tres escuelas secundarias. Los participantes vivían en Michoacán, México. Los mayores de 18 años, quienes mayormente se encontraban realizando estudios universitarios, firmaron el consentimiento informado, mientras que, para los menores, se obtuvo la autorización de padres o tutores. En ambas fases se explicó el carácter anónimo y voluntario de la participación, los objetivos del estudio y se proporcionó un correo para resolver posibles dudas.

Análisis de datos. En la investigación se usó como soporte de análisis el paquete estadístico JASP 0.19.2.0. En la primera fase fueron realizados los siguientes análisis, índice de KMO, prueba de esfericidad, método de Máxima Verosimilitud y rotación Oblimin buscando identificar dimensiones subyacentes del instrumento, que indicaran una estructura factorial que fuera válida y confiable.

Para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se empleó el método de estimación ULS (Unweighted Least Squares o Mínimos Cuadrados No Ponderados), basado en una matriz de correlaciones policóricas y una matriz de varianzas diagonales (MCPD), adecuado para el análisis de datos ordinales. Este método no aplica pesos a las observaciones, lo cual resulta útil cuando no es apropiado ponderar las discrepancias entre matrices, especialmente en contextos donde no se cumple la normalidad multivariada (Lloret-Segura et al., 2014).

En la interpretación de los índices utilizados para evaluar el ajuste del modelo, se consideran óptimos los siguientes valores: para el Chi-cuadrado (χ^2), se espera un $p > .01$ y un χ^2/gl de Satorra-Bentler < 5 , mientras que valores excelentes se obtienen cuando el χ^2/gl es < 3 . Además, se espera que los índices NFI, GFI, CFI y TLI sean $> .90$ para un buen ajuste, y $> .95$ para un ajuste excelente. Para SRMR y RMSEA, se considera que valores $< .08$ indican un buen ajuste del modelo,

mientras que valores $< .06$ indican un ajuste excelente (Hu y Bentler, 1999; Marsh et al., 2004; Schreiber et al., 2006).

Consideraciones éticas.

En esta investigación los participantes dieron su consentimiento voluntario, garantizándose su anonimato. Los padres o tutores de los menores que participaron firmaron un consentimiento informado y voluntario. El estudio se llevó a cabo siguiendo los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2021) y en el Código de Ética de la American Psychological Association (American Psychological Association, 2017).

Resultados

El análisis factorial exploratorio (AFE) arrojó un KMO de .924, asimismo, el valor de $\chi^2 = 692.560$, $p < .001$, $gl=227$, lo cual indica que el AFE es factible e interpretable.

Por criterio de jueces expertos a través de la validez de contenido se propuso eliminar 34 ítems (American Educational Research Association et al., 2018), de los 60 ítems redactados (ver tabla 1).

Tabla1.

Criterio de jueces expertos a través de la V de Aiken

Factor	Nro.	Ítems	
Autonomía	1	Expreso mi opinión	.70
	10	No me afecta ser juzgado/a por los demás	.71
	17	Me valgo por mí mismo	.73
	20	Soy independiente	.71
	25	Me dejo influenciar por los demás	.69
	28	No temo equivocarme	.69
	33	Desconfío de mis conocimientos	.53
Crecimiento personal	44	Confío en mis conocimientos	.73
	53	Soy una persona poco influenciable	.71
	18	Me siento poco preparado/a	.58
	23	No establezco metas futuras	.53
	27	Me siento preparado/a para afrontar nuevos retos en mi vida	.74
	36	Asumo mis responsabilidades con madurez	.71
	39	Mi preparación me hace sobresalir	.55
Dominio contextual	47	Tengo la certeza que he avanzado en mi vida	.62
	55	Disfruto obtener lo que me propongo	.58
	8	Me vinculo a actividades que sé puedo realizar	.69
	16	Sé cómo aplicar mis habilidades	.73
	22	Me gusta tener el control de la situación	.60
	29	No soy bueno/a resolviendo mis problemas	.73
	34	Aprendo rápido	.74
Habilidades interpersonales positivas	37	Me cuesta encajar en nuevos grupos	.73
	14	Soy una persona sociable	.73
	35	Carezco de habilidades para hacer nuevas amistades	.67
	48	Tengo muchos amigos	.72
	51	Me cuesta confiar en las personas	.70
	56	Sé ayudar a los demás	.69
	60	Los demás me ven como una persona de buen carácter	.70
Sentido de Vida	52	No tengo claro que quiero lograr en mi vida	.67
	54	No pienso mucho en mi futuro	.64
Actitud positiva hacia uno mismo	19	Soy inseguro/a	.71
	24	Me gusta asumir retos	.60
	26	No estoy orgulloso/a de quién soy	.70
	58	Considero que siempre le caigo bien a las personas	.73

Nota. Tabla de elaboración personal.

El total de 26 ítems restantes fueron sometidos a un Análisis Factorial Exploratorio con rotación Oblimin y el método de estimación de parámetros de Máxima verosimilitud (ML), obteniéndose 24 ítems que cargaban en alguno de los factores de forma clara, en 10 interacciones, agrupados entre 4 factores que explican el 46.2% de la varianza total: Autoconfianza y autoimagen (32.1%), Crecimiento personal (6.4%), Relaciones Sociales (4.0%) y Claridad respecto a mi futuro (3.7%). La consistencia interna de la escala total fue alta, con un Alfa de Cronbach de 9.19 y un Omega de McDonald .920.

Los valores de los factores oscilan entre .817 y .862 (ver Tabla 2).

Tabla 2.

Pesos Factoriales y Coeficientes de Omega McDonald y Alfa de Cronbach

Nro.	Ítems	AA	CP	RS	CRF	Total
16	Me siento bien conmigo mismo	.876				
7	Me gusta como soy	.693				
4	Al repasar mi vida hasta ahora me siento satisfecho/a	.591				
21	Confío en mis conocimientos	.584				
11	Soy inseguro/a	-.669				
3	La experiencia me ayuda a resolver las situaciones		.703			
6	Los nuevos desafíos me ayudan a crecer como persona		.636			
9	Estoy en disposición de aprender nuevas cosas		.575			
12	Me adapto rápido a los nuevos retos		.539			
1	Me esfuerzo en mejorar como persona		.487			
20	Aprendo rápido		.482			
18	Me gusta asumir retos		.474			
22	Asumo mis responsabilidades con madurez		.439			
24	Mi preparación me hace sobresalir		.385			
15	Me valgo por mí mismo		.377			
8	Soy una persona sociable			.861		
2	Tengo facilidad para hacer nuevos amigos			.791		
19	Tengo muchos amigos			.701		
23	Considero que siempre le caigo bien a las personas			.471		
13	Soy agradable			.378		
10	Tengo claros mis objetivos futuros				.888	
5	Tengo claro lo que quiero ser				.762	
14	Tengo claros mis propósitos				.742	
17	Me gusta hablar sobre mis planes futuros				.425	
Coeficiente Omega McDonald		.862	.846	.845	.822	.920
Alfa de Cronbach		.855	.845	.835	.817	.919

Nota: CP= Crecimiento Personal; AA=Autoconfianza y Autoimagen; RS=Relaciones Sociales; CRF=Claridad Respecto a mi Futuro.

Los estadísticos descriptivos de los puntajes estimados tuvieron una media (M) de 89.90 y una desviación estándar (DE) de 16.97.

Respecto a la bondad de los ítems, los valores de correlación ítem-total corregido (ítem-rest) se ubicaron entre .382 y .703, y en todos los casos, al eliminar un ítem se reducen los valores del coeficiente de Omega de McDonald y del Alfa de Cronbach (ver Tabla 3).

Tabla 3.

Correlación ítem-total (factor), ω y α al eliminar el ítem.

Factor	Nro.	Ítems	r ítem total corregido	ω (.920)	α (.919)
Autoconfianza y autoimagen	4	Al repasar mi vida hasta ahora me siento satisfecho/a	.597	.916	.914
	7	Me gusta como soy	.650	.915	.913
	16	Me siento bien conmigo mismo	.669	.914	.913
Crecimiento personal	21	Confío en mis conocimientos	.703	.914	.913
	11	Soy inseguro/a	.466	.917	.917
	7	Me gusta como soy	.650	.915	.913
	16	Me siento bien conmigo mismo	.669	.914	.913
	21	Confío en mis conocimientos	.703	.914	.913
	11	Soy inseguro/a	.466	.917	.917
	12	Me adapto rápido a los nuevos retos	.603	.914	.914
	15	Me valgo por mí mismo	.454	.918	.917
	18	Me gusta asumir retos	.585	.916	.915
	20	Aprendo rápido	.455	.917	.917
Relaciones Sociales	22	Asumo mis responsabilidades con madurez	.382	.919	.918
	24	Mi preparación me hace sobresalir	.612	.916	.914
	2	Tengo facilidad para hacer nuevos amigos	.608	.916	.914
	8	Soy una persona sociable	.566	.917	.915
	13	Soy agradable	.504	.918	.916
Claridad respecto al futuro	19	Tengo muchos amigos	.539	.917	.915
	23	Considero que siempre le caigo bien a las personas	.544	.917	.915
	5	Tengo claro lo que quiero ser	.536	.917	.915
	10	Tengo claros mis objetivos futuros	.510	.916	.916
	14	Tengo claros mis propósitos	.585	.916	.915
	17	Me gusta hablar sobre mis planes futuros	.423	.919	.918

Nota: ω =Omega de McDonald; α =Alfa de Cronbach

Segunda fase: Análisis Factorial Confirmatorio (AFC).

En esta etapa se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con los 24 ítems resultantes del AFE (CBPAM-24), compuesto por 4 factores:

Autoconfianza y Autoimagen; Crecimiento Personal; Relaciones Sociales y Claridad Respecto al Futuro.

Los ítems 11 ("soy inseguro") y 17 ("me gusta hablar sobre mis planes futuros") fueron eliminados del análisis debido a que, al ser eliminados, tenían un impacto positivo en los índices de fiabilidad. En el caso del ítem 11, la Omega aumentó a .937 y Alfa a .936, mientras que la eliminación del ítem 17 supuso un aumento a .935 y .933 respectivamente. Cabe destacar que el ítem 11 pertenecía al factor "Autoconfianza y Autoimagen", y el ítem 17 al factor "Claridad respecto a mi futuro" (ver Tabla 4).

Tabla 4.

Correlación ítem-total (factor), de Omega de McDonald y Alfa de Cronbach al eliminar el ítem

Factor	Nro.	Ítems	r ítem total corregido	ω (.934)	α (.932)
Autoconfianza y autoimagen	4	Al repasar mi vida hasta ahora me siento satisfecho/a	.637	.931	.929
	7	Me gusta como soy	.701	.930	.928
	16	Me siento bien conmigo mismo	.689	.930	.928
Crecimiento personal	21	Confío en mis conocimientos	.682	.931	.928
	11	Soy inseguro/a	.182	.937	.936
	1	Me esfuerzo en mejorar como persona	.518	.933	.931
	3	La experiencia me ayuda a resolver las situaciones que se me presentan.	.476	.933	.931
	6	Los nuevos desafíos me ayudan a crecer como persona	.685	.931	.928
	9	Estoy en disposición de aprender nuevas cosas	.576	.932	.930
	12	Me adapto rápido a los nuevos retos	.641	.931	.929
	15	Me valgo por mí mismo	.493	.933	.931
	18	Me gusta asumir retos	.656	.931	.929
	20	Aprendo rápido	.644	.931	.929
Relaciones Sociales	22	Asumo mis responsabilidades con madurez.	.596	.932	.930
	24	Mi preparación me hace sobresalir	.705	.930	.928
	2	Tengo facilidad para hacer nuevos amigos	.546	.933	.930
	8	Soy una persona sociable	.664	.931	.928
	13	Soy agradable	.519	.933	.931
Claridad respecto al futuro	19	Tengo muchos amigos	.551	.932	.930
	23	Considero que siempre le caigo bien a las personas	.606	.932	.929
	5	Tengo claro lo que quiero ser	.609	.932	.929
	10	Tengo claros mis objetivos futuros	.619	.931	.929
	14	Tengo claros mis propósitos	.672	.931	.928
	17	Me gusta hablar sobre mis planes futuros	.439	.935	.933

Nota: ω =Omega de McDonald; α =Alfa de Cronbach

Confiabilidad.

Respecto al AFC, se observó que el modelo de cuatro factores y uno de segundo orden mostró excelentes índices de ajuste, por encima del modelo de 4 factores (ver Tabla 5 y Figura 1).

Tabla 5.

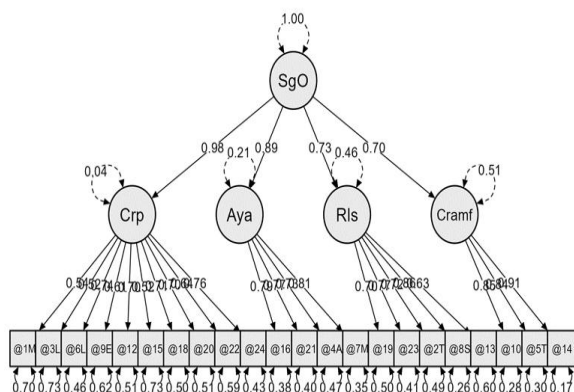
Modelo	Índices de ajuste								
	χ^2	gl	χ^2/ gl	CFI	NFI	RMSEA	SRMR	TLI	NNFI
BPAM-22				(>.95)	(>.95)	(<.05)	(<.08)	(>.95)	(>.95)
FDSO	234.31	205	1.14	.997	.980	.023	.057	.997	.997
4FR	231.08	84	2.75	.932	.898	.080	.047	.915	.915

Nota: * $p < .001$; FDSO=factor de Segundo Orden; 4FR= Cuatro Factores Relacionados.

En cuanto a la consistencia interna, el análisis de fiabilidad mostró altos coeficientes para los factores evaluados, con valores de Omega y Alfa superiores a .85. El factor "Claridad respecto a mi futuro" presentó los coeficientes más altos ($\omega = .900$ y $\alpha = .899$). Los coeficientes totales fueron de .938 y .937 respectivamente, indicando una excelente consistencia interna. El factor de segundo orden también mostró adecuada fiabilidad ($\omega = .881$), donde además los cuatro factores de primer orden tuvieron cargas estandarizadas elevadas, que oscilaron entre .697 y .979, indicando una fuerte relación de cada subescala con el constructo general de bienestar psicológico (Vizioli y Pagano, 2022).

Figura 1.

Modelo de Análisis factorial Confirmatorio BPAM-22, con factor de segundo orden.



Las correlaciones entre factores del BPAM-22 evidencian relaciones moderadas y consistentes entre

las dimensiones evaluadas, lo cual respalda la coherencia teórica del modelo propuesto. Estas correlaciones, que oscilaron todas entre .436 y .696, fueron positivas, lo que sugiere que los factores comparten una base común, aunque mantengan especificidad conceptual. La relación más fuerte se observó entre Crecimiento Personal y Autoconfianza y Autoimagen (.696), mientras que la más débil se presentó entre Relaciones Sociales y Claridad Respecto al Futuro (.436). Este patrón indica que, aunque cada dimensión aborda aspectos distintos del bienestar psicológico, todas se relacionan de forma moderada. Otro elemento a destacar fue que cada factor del BPAM-22 mostró altas correlaciones con el puntaje total del instrumento (rango entre .799 y .884), siendo la más alta entre Crecimiento Personal y el total del BPAM-22. Esto refuerza la idea de que los factores no solo están relacionados entre sí, sino que también contribuyen de forma sustancial al constructo global medio de la escala. En conjunto, estos resultados validan la estructura factorial y permiten una mejor interpretación del instrumento, al mostrar cómo cada dimensión se integra dentro del concepto general de bienestar psicológico en adolescentes (ver Tabla 6).

Tabla 6.

Correlaciones entre los factores y el total BPAM-22				
Factores	Relaciones Sociales	Autoconfianza y Autoimagen	Claridad Futuro	BPA M
Crecimiento Personal	.615***	.696***	.688**	.884* **
Relaciones Sociales		.601***	.436** *	.799* **
Autoconfianza y Autoimagen			.530** *	.846* **
Claridad respecto al Futuro				.805* **

Nota*** La correlación es significativa en el nivel 0.01(bilateral).

La tabla 6 presenta los estadísticos descriptivos de los factores del CBPAM-24 con medias prorrateadas, lo cual significa que se ajustaron los puntajes dividiendo la suma total de cada factor entre el número de ítems que los componen. Esta técnica se empleó debido a que los factores poseen diferente cantidad de ítems, permitiendo así una comparación directa entre ellos. Los resultados muestran niveles medios-altos (respecto al punto medio teórico) en todos los factores (ver Tabla 7).

Tabla 7.

Descriptivos de los factores del BPAM-24.

	Medias por factores prorrateadas	DE	Mínimos	Máximos
Escala				
CP	3.69	.649	1.60	5.00
RS	3.33	.924	1.00	5.00
AA	3.31	.702	1.00	5.00
CF	3.51	.970	1.00	5.00
BP	3.46	.641	1.53	4.80

Nota: CP=Crecimiento Personal; RS=Relaciones Sociales; AA=Autoconfianza y Autoimagen; CF=Claridad Respecto al Futuro; DE= Desviación Estándar.

Discusión

La presente investigación evidenció que el Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos (CBPAM-22) es una herramienta más adecuada para evaluar el bienestar psicológico en la población adolescente mexicana, en comparación con el cuestionario derivado directamente del modelo de Ryff (1989). La estructura del CBPAM-22, que incorpora un factor de segundo orden, refuerza su solidez metodológica y conceptual, facilitando una medición más integral y precisa del bienestar en esta población específica (Villalobos y Blanco-Ornelas, 2017).

No obstante, el modelo original de Ryff (1989) presenta dimensiones valiosas, pero su estructura no resultó adecuada para el contexto adolescente y sociocultural mexicano, ya que algunos factores como *Dominio del entorno*, presentaron valores de ajuste inferiores, (Medina-Calvillo et al., 2013; Sánchez-Villena y de la Fuente-Figuerola, 2020), afectando su validez en nuestro contexto. En contraste, la adaptación de CBPAM-22 logró consolidar cuatro dimensiones clave: *Crecimiento Personal*, *Relaciones Sociales*, *Autoconfianza y Autoimagen* y *Claridad Respecto al Futuro*. Especialmente esta última dimensión refleja una percepción de los adolescentes sobre su proyección futura, una variable que resulta más pertinente que el concepto de "Dominio del Entorno" en la realidad mexicana, caracterizada por las incertidumbres sociales y económicas que enfrentan los jóvenes (Sánchez-Villena y de la Fuente-Figuerola, 2020).

Los resultados sugieren que la adecuación del CBPAM-22 se fortalece al considerar el contexto mexicano, en línea con estudios que muestran la importancia de establecer puntos de corte basados en la población objetivo (Schaufeli, 2023).

En consonancia con estos hallazgos, los resultados encontrados coincidieron con los de otras investigaciones realizadas en nuestra región, donde también se utilizó la propuesta teórica de Ryff (1989), generando variaciones que consideraron la necesidad de desarrollar escalas propias que captaran aspectos del bienestar psicológico en las poblaciones correspondientes (García et al., 2024; Meier y Oros, 2019). En coherencia con los hallazgos de la investigación, se identificaron estudios llevados a cabo en Uruguay y Colombia que, si bien eran en contextos diferentes, coincidían en los problemas de estructura interna, relacionados con los indicadores de ajuste de las dimensiones, expresados en consistencias débiles que limitaban la confiabilidad de las subescalas (Domínguez-Lara y Campos-Uscanga, 2021; Salas-Picón y Avendaño-Prieto, 2021).

Desde un punto de vista metodológico, el análisis factorial confirmatorio mostró índices de ajuste excelentes en comparación con modelos previos que no lograban ajustarse de forma satisfactoria en poblaciones similares (Villalobos y Blanco-Ornelas, 2017). La presencia de un factor de segundo orden en la estructura del CBPAM-22 evidencia la cohesión y la calidad del constructo que mide, fortaleciendo aún más su utilidad como instrumento global para el bienestar psicológico en adolescentes mexicanos. Esta estructura con un factor de segundo orden ayuda a reflejar con mayor precisión cómo las dimensiones interrelacionadas conforman un concepto integral de bienestar en este contexto sociocultural (Salas-Picón, 2021).

A nivel conceptual, la incorporación de la dimensión *Claridad Respecto al Futuro* supera a *Dominio del Entorno* del modelo de Ryff, dado que, en la adolescencia mexicana, y posiblemente aplicable a otros contextos latinoamericanos, esta percepción respecto al futuro constituye un componente central para comprender el funcionamiento y bienestar psicológico de los adolescentes. La variable *Claridad Respecto al Futuro* refleja la capacidad del adolescente para proyectarse y tener una actitud positiva hacia su desarrollo, aspectos específicos del bienestar que el modelo de Ryff no contempla de manera explícita en esta población (Medina-Calvillo et al., 2013).

En síntesis, el CBPAM-22, por su estructura ajustada, su factor de segundo orden y la dimensión *Claridad Respecto al Futuro*, representa un avance sustantivo y una herramienta más válida y confiable que el cuestionario basado en Ryff (1989) para la evaluación del bienestar en adolescentes mexicanos, facilitando intervenciones más focalizadas y efectivas, y permitiendo una comprensión más adecuada de las necesidades y desafíos de los adolescentes mexicanos.

Conclusiones

El Cuestionario de Bienestar Psicológico para Adolescentes Mexicanos (CBPAM-22) es un instrumento fiable y válido para evaluar el bienestar psicológico en adolescentes mexicanos, con una estructura factorial sólida que incorpora un factor de segundo orden y la dimensión "Claridad Respecto al Futuro", especialmente relevante para esta etapa del desarrollo. En comparación con el modelo de Ryff (1989), el CBPAM-22 muestra mayor adecuación teórica y cultural al contexto adolescente mexicano. Por sus propiedades psicométricas, la pertinencia de sus dimensiones y su valor diagnóstico, podría tener un potencial de aplicación en contextos educativos y clínicos, particularmente en iniciativas orientadas a promover el bienestar psicológico y prevenir el malestar psicológico, incluyendo la planificación de programas escolares, la detección temprana de dificultades emocionales y la fundamentación de políticas de salud mental juvenil. Se recomienda continuar con estudios de validez concurrente y divergente, estabilidad temporal y sensibilidad al cambio. Otras limitantes que detectamos fueron respecto a la mayor cantidad de mujeres en la muestra, lo cual puede generar sesgos, y el aspecto geográfico, en el cual, si bien participaron varios estados, la mayor presencia la tuvo Michoacán, por tanto, sería recomendable extender los estudios futuros hacia otras regiones de la República Mexicana o incluso de Latinoamérica. En conjunto y considerando los resultados obtenidos, consideramos que el CBPAM-22 constituye un avance significativo y contextualizado en la evaluación del bienestar psicológico en edad adolescente.

Referencias

- Arain, M., Haque, M., Johal, L., Mathur, P., Nel, W., Rais, A., ... Sharma, S. (2013). Maturation of the adolescent brain. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 9, 449-461. <https://doi.org/10.2147/NDT.S39776>
- Bastías, L. S. (2021). El bienestar subjetivo y la calidad de vida: una aproximación desde el ejercicio de la docencia. *EDUCERE*, 25(82), 897-908. https://www.researchgate.net/publication/353852098_El_Bienestar_subjetivo_y_la_Calidad_de_vida_una_aproximacion_desde_el_ejercicio_de_la_docencia_Subjective_Well-Being_and_Quality_of_Life_an_approximation_from_the_exercise_of_Teaching
- Beck, F., Marzi, I., Eisenreich, A., Seemuller, S., Tristram, C., & Reimers, A. K. (2023). Determinación de puntos de corte para el acelerómetro Move4 en niños de 8 a 13 años. *BMC Sports Sci Med Rehabil* 15, 163 (2023). <https://doi.org/10.1186/s13102-023-00775-4>
- Beltrán Guerra, L. F., y Arellanez Hernández, J. L. (2020). Calidad psicométrica de la escala "Bienestar subjetivo y condiciones de vida" en adultos mexicanos. *Psicología Conductual*, 28(3), 477-497. https://www.researchgate.net/publication/347582755_Calidad_psicometrica_de_la_escal_Bienestar_subjetivo_y_condiciones_de_vida_en_adultos_mexicanos
- Choudhury, S. (2023). A neuroecosocial perspective on adolescent development. *Annual Review of Developmental Psychology*, 5, 111-132. <https://doi.org/10.1146/annurev-devpsych-120321-011511>
- De León Ricardi, C.A., García-Méndez, M., y Rivera-Aragón, S. (2019). Escala de bienestar psicológico para adultos mayores: Construcción y validación. *Psicología Iberoamericana*, 26 (2), 8-18. <https://www.redalyc.org/journal/1339/133959841003/html/>
- Díaz, D., Rodríguez, R., Blanco, A., Moreno, B., Gallardo, I., y Dierendonck, D. (2006). Adaptación española Escalas de bienestar psicológico. *Psicothema*, 18(3), 572-577. <http://www.redalyc.org/pdf/727/72718337.pdf>
- Domínguez Lara, S. A., y Campos Uscanga, Y. (2021). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en estudiantes de enfermería mexicanos. *Revista Científica Salud Uninorte*. <https://doi.org/10.14482/sun.38.1.618.973>
- Escobar, J., y Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36. https://www.researchgate.net/publication/302438451_Validez_de_contenido_y_juicio_de_expertos_Una_aproximacion_a_su_utilizacion
- Frías-Navarro, D. (2022). Apuntes de estimación de la fiabilidad de consistencia interna de los ítems de un instrumento de medida. *Universidad de Valencia. España*. <https://www.uv.es/friasnav/AlfaCronbach.pdf>
- García, M. J., Del Valle, M., López Morales, H., & Urquijo, S. (2024). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en Argentina. *Ciencias Psicológicas*, 18(2). <https://doi.org/10.22235/cp.v18i2.3739>
- Jurado-García, P. J., Benítez-Hernández, Z. P., Mondaca-Fernández, F., Rodríguez-Villalobos, J. M., y Blanco-Ornelas, J. R. (2017). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria*, 27(5), 76-82. <https://doi.org/10.15174/au.2017.1648>
- Kilford, E. J., Garrett, E., & Blakemore, S.-J. (2019). The development of social cognition in adolescence: An integrated perspective. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 102, 325-336. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.04.010>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Martínez-Valdés, M.G., y Juárez-Hernández, L. (2020). Análisis de validez de constructo y confiabilidad de un instrumento para evaluar la formación en sostenibilidad en educación superior. *Entreciencias* 8(22), 1-13. <https://10.22201/enesl.20078064e.2020.22.70323>
- Medina-Calvillo, M. A., Gutiérrez-Hernández, C. Y., y Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 27, 25-30. https://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/anteriores/27/027_Padros.pdf
- Meier, L. K., & Oros, L. B. (2019). Adaptación y Análisis Psicométrico de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en Adolescentes Argentinos. *Psykhé*, 28(1). <https://doi.org/10.7764/psykhe.27.2.1169>

- Miksza, P., & Kenneth, E. (2018). Correlational Design and Analysis', Design and Analysis for Quantitative Research in Music Education. Oxford Academic, 68-89. <https://doi.org/10.1093/oso/9780199391905.003.0006>
- Montero, I., & León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. International Journal of Clinical and Health Psychology, 7(3), pp. 847-862. http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Orben, A., Tomova, L., & Blakemore, S.-J. (2020). The effects of social deprivation on adolescent development and mental health. The Lancet Child & Adolescent Health, 4(8), 634-640. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(20\)30186-3](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(20)30186-3)
- Patton, G. C., Sawyer, S. M., Santelli, J. S., Ross, D. A., Afifi, R., Allen, N. B., ... Viner, R. M. (2016). Our future: a Lancet commission on adolescent health and wellbeing. The Lancet, 387(10036), 2423-2478. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)00579-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)00579-1)
- Penfield, R., & Giacobbi, P. (2004). Applying a Score Confidence Interval to Aiken's Item Content-Relevance Index. Measurement in Physical Education and Exercise Science. 8(4), 213-225. https://doi:10.1207/s15327841mpee0804_3
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. Journal of personality assessment, 95(2), 129-140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. Psychological methods, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. Journal of Personality and Social Psychology, 69(4), 719-727. <https://DOI:10.1037//0022-3514.69.4.719>
- Ryff, C.D. (1989). Happiness is Everything, or is it? Explorations on the Meaning of Psychological Well-being". Journal of Personality and Social Psychology 57, (6), 1069-1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Salas-Picón, W., & Avendaño-Prieto, B. (2021). Adaptación de la escala de Bienestar Psicológico de Ryff con una muestra de sobrevivientes del conflicto armado colombiano. Revista Criminalidad, 63(3), 229-244. <https://doi.org/10.47741/17943108.307>
- Sánchez-Villena, A. R., y de La Fuente-Figuerola, V. (2020). Estandarización, adaptación y validación de pruebas psicométricas: diferencias necesarias. Anales de Pediatría, 93(5), 353-354. <http://doi.10.1016/j.anpedi.2020.05.014>
- Schaufeli, W. B., De Witte, H., Hakanen, J. J., Keltiainen, J. y Kok, R. (2023). ¿Cómo evaluar el agotamiento severo? Puntos de corte para la Herramienta de Evaluación del Burnout (BAT) basados en tres muestras europeas. Revista escandinava de trabajo, medio ambiente y salud, 49(4), 293-302. <https://doi.org/10.5271/sjweh.4093>
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., & Barlow, E. A. (2006). Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. The Journal of Educational Research, 99(6), 323-337. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Sawyer, S. M., Azzopardi, P. S., Wickremarathne, D., & Patton, G. C. (2018). The age of adolescence. The Lancet Child & Adolescent Health, 2(3), 223-228. [https://doi.org/10.1016/S2352-4642\(18\)30022-1](https://doi.org/10.1016/S2352-4642(18)30022-1)
- Tomova, L., Andrews, J. L., & Blakemore, S.-J. (2021). The importance of belonging and the avoidance of social risk taking in adolescence. Developmental Review, 61, 100981. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2021.100981>
- Vizioli, N., & Pagano, A. (2022). De alfa a omega: Estimación de la confiabilidad ordinal. Una guía práctica. Revista Costarricense de Psicología, 41(2), 119-136. <http://dx.doi.org/10.22544/rcps.v41i02.02>
- Wong, Z. Y., Liem, G. A. D., Chan, M., & Datu, J. A. D. (2024). Student engagement and its association with academic achievement and subjective well-being: A systematic review and meta-analysis. Journal of Educational Psychology, 116(1), 48-75. <https://doi.org/10.1037/edu0000833>
- Yiğit, B., & Çakmak, B.Y. (2024). Discovering psychological well-being: A bibliometric review. Journal of Happiness Studies, 25(5), 43. <https://doi.org/10.1007/s10902-024-00754-7>