



PSICO SOPHIA

Año 8 No. 1

Revista del Centro de Investigaciones en Psicología
de la Universidad de Montemorelos



SALUD MENTAL: APROXIMACIONES PSICOLÓGICAS, ESPIRITUALES Y TERAPÉUTICAS

EQUIPO EDITORIAL

Director de la revista: Carlos Marcelo Moroni

Editor: Lucio Abdiel Olmedo Espinosa

Editor asociado: Bellaret Jimenez Aguilar

Asistente editorial: Betsy Arely Guerra Cahuich

Comité Científico: Zandra Enyd Covarrubias Quintero, Universidad de Morelos, México

Josué Manuel Maya Martínez, Universidad de Morelos, México

Annia Esther Vives Iglesias, Seminario Teológico Adventista de Cuba, Cuba

Elvis Hernández Rodríguez, Seminario Teológico Adventista de Cuba, Cuba

Gudiel Roblero Mazariegos, Universidad Linda Vista, México

Jaime Rodríguez Gómez, Instituto Universitario del Sureste, México

Verónica Caminos, Universidad Adventista del Plata, Argentina

Tatiana Henry Morgan, Universidad Adventista de Centro América, Costa Rica

Blanca Nelly Guerra Zambrano, Universidad de Monterrey, México

Carlos Alexis Chimpén-López, Universidad de Extremadura, España

Cinthia Milena Balabanian, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina

Esteban Javier Davila Peralta, Sanatorio Adventista del Plata, Argentina

Diego Alberto Desuque, Universidad Peruana Unión, Perú

Sonia Martínez Ruiz, Psicólogo Clínico y Psicoterapeuta en práctica privada, México

Beatriz Elizabeth Barboza Vera, Universidad Adventista del Plata, Argentina

Flor Victoria Leiva Colos, Universidad Peruana Unión, Perú

Vanessa Quintana, University of Massachusetts Global, EE.UU.

Alejandra Barchi Fabre, Universidad Adventista de las Antillas, Puerto Rico

Edgardo Javier Ramos Caballero, Universidad de Morelos, México

Silvia Ivette Ramírez Padilla, Universidad de Navojoa, México

Raúl Emilio Sánchez Urbano, Universidad Adventista del Plata, Argentina

Keren Lizbeth Robles Amavizca, Universidad de Navojoa, México

Asesor técnico: Jeshua Moreno Valladares

Diseño: UMedia Diseño - Gabriel Castellanos Salinas

Comité editorial: Es compuesto por el director de la revista, el editor, el editor asociado y el comité científico.

PSICOSOPHIA, año 8, No. 1, Enero-Junio 2026, es una publicación semestral editada por la Universidad de Morelos, Avenida Libertad, 1300 pte., Barrio Matamoros, Morelos, Nuevo León, C.P. 67510. Tel. (826)2630900 Ext. 2550, www.um.edu.mx, cipfapsi@um.edu.mx Editor responsable: Lucio Abdiel Olmedo Espinosa. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo No. 04-2026-052814225400-30, ISSN: 2992-7471, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Responsable de la última actualización de este número, Director de la Facultad de Psicología de la Universidad de Morelos, Dr. Carlos Marcelo Moroni, Avenida Universidad, No. 245, Morelos, Nuevo León, C.P. 67510, fecha de la última modificación, 15 de junio de 2026.

ÍNDICE

El funcionamiento familiar como predictor de conductas antisociales y delictivas en estudiantes del norte de México

pág.

1

Calidad del sueño, somnolencia diurna, ansiedad y depresión en docentes universitarios

12

Entre pérdidas y esperanza: programa psicoeducativo para mujeres y jóvenes con cáncer de mama

20

Interacción trabajo familia en docentes universitarios: evidencias de medición

30

Prácticas parentales y salud espiritual como predictores del bienestar psicológico en adolescentes mexicanos

45

Guía para la presentación de artículos

63

Formato de artículos

64

EL FUNCIONAMIENTO FAMILIAR COMO PREDICTOR DE CONDUCTAS ANTISOCIALES Y DELICTIVAS EN ESTUDIANTES DEL NORTE DE MÉXICO

THE FAMILY FUNCTIONING AS A PREDICTOR OF ANTISOCIAL AND CRIMINAL BEHAVIOR IN STUDENTS IN NORTHERN MEXICO

Ana Silvia Martínez Flores¹

Recibido: 26 de febrero de 2026; Revisado: 27 de marzo de 2026; Aceptado: 22 de mayo de 2026

Para citar este artículo:

Martínez Flores, A. S. (2026). El funcionamiento familiar como predictor de conductas antisociales y delictivas en estudiantes del norte de México. *PsicoSophia*, 8(1), 1–11. <https://doi.org/10.37354/rpsiso.2026.8.1.058>

RESUMEN

El objetivo de esta investigación fue analizar si la cohesión y la adaptabilidad familiares predicen la conducta antisocial, y si esta última a su vez predice la conducta delictiva en estudiantes de la Licenciatura en Médico Cirujano de una universidad privada del norte de México. Se empleó un modelo de análisis de trayectorias (Path Analysis) con cohesión y adaptabilidad familiar como variables exógenas, y conducta antisocial y delictiva como variables endógenas. Los resultados indican que la cohesión familiar no predice significativamente la conducta antisocial, mientras que la adaptabilidad familiar sí lo hace, mostrando un efecto negativo: mayores niveles de adaptabilidad se relacionan con menores niveles de conducta antisocial. Asimismo, la conducta antisocial predijo de manera significativa y positiva la conducta delictiva. Sin embargo, los valores de R^2 fueron bajos, lo que sugiere que existen otros factores no incluidos en el modelo que podrían explicar estas conductas. Los análisis complementarios no mostraron diferencias significativas en las variables principales según sexo, tipo de institución o condición de residencia. En conjunto, los hallazgos subrayan la relevancia de la adaptabilidad familiar como factor protector frente a la conducta antisocial, aunque se requiere incorporar otras variables para comprender de manera más completa el comportamiento antisocial y delictivo en jóvenes universitarios.

Palabras clave: cohesión familiar, adaptabilidad familiar, conducta antisocial, conducta delictiva

ABSTRACT

The objective of this research was to analyze whether family cohesion and family adaptability predict antisocial behavior, and if the latter in turn predicts criminal behavior in students of the Degree in Medical Surgeon from a private university in northern Mexico. A trajectory analysis model (Path Analysis) was used with family cohesion and adaptability as exogenous variables, and antisocial and criminal behavior as endogenous variables. The results indicate that family cohesion does not significantly predict antisocial behavior, whereas family adaptability does, showing a negative effect: higher levels of adaptability are associated with lower

¹Ana Silvia Martínez Flores, estudiante del Doctorado en Educación Familiar, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, amflores@um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0005-8967-9754>

levels of antisocial behavior. Antisocial behavior also significantly and positively predicted criminal behavior. However, R2 values were low, suggesting that there are other factors not included in the model that could explain these behaviors. The complementary analyses showed no significant differences in the main variables according to sex, type of institution or residence condition. Overall, the findings highlight the relevance of family adaptability as a protective factor against antisocial behavior, although it is necessary to incorporate other variables to understand more fully anti-social and criminal behavior in young university students.

Keywords: family cohesion, family adaptability, antisocial behaviour, criminal behaviour

Introducción

La familia constituye un pilar fundamental en el desarrollo psicoemocional de los individuos y desempeña un papel crucial en la prevención de conductas antisociales. Olson et al. (2006) señalan que la cohesión forma parte de la funcionalidad familiar, definida por la intimidad en las relaciones, las actividades compartidas, las alianzas afectivas y el apoyo mutuo. En esta línea, Vera Noriega et al. (2011) evidencian que la cohesión y adaptabilidad familiar se relacionan con la autorregulación parental y pueden funcionar como factores protectores frente a la conducta antisocial, dado que los adolescentes reproducen el modelo familiar internalizado desde la infancia.

Diversos autores coinciden en que la familia constituye un agente preventivo ante conductas delictivas. Desde la perspectiva sistémica, Satir (1976) concibe a la familia como un sistema vivo donde los cambios individuales afectan el equilibrio global, destacando la importancia de fortalecer vínculos y promover relaciones saludables. En la misma línea, Minuchin (1967) considera que una estructura familiar funcional protege frente a influencias externas negativas, mientras que Bronfenbrenner (1979) la identifica como el primer agente de socialización responsable de interiorizar normas, límites y valores. Por otra parte, las prácticas parentales inadecuadas —como la supervisión deficiente o la disciplina inconsistente— favorecen la aparición de conductas antisociales (Patterson, DeBryshe y Ramsey, 1989). La familia también desempeña un papel crucial en el desarrollo del autocontrol (Gottfredson y Hirschi, 1990), y ambientes disfuncionales aumentan la probabilidad de comportamientos antisociales persistentes (Moffitt, 1993). Desde el enfoque del apego, Bowlby (1969) subraya que vínculos tempranos seguros fomentan regulación emocional y autonomía, mientras que Erikson (1950) destaca la influencia de las relaciones tempranas en la formación de la identidad y el ajuste emocional durante la adolescencia. En conjunto, la evidencia señala que la cohesión, estructura y calidad relacional en la familia son componentes esenciales para el desarrollo saludable y la prevención de conductas antisociales, justificando la relevancia de su estudio en contextos educativos y comunitarios.

Cohesión familiar

Diversos estudios en México destacan la influencia de la familia como factor clave en la prevención de conductas delictivas. La cohesión y la supervisión parental han sido identificadas como los principales elementos protectores frente a la delincuencia juvenil (Gómez et al. 2007; López Sánchez et al. 2014).

La falta de apoyo emocional, la violencia intrafamiliar y la desestructuración familiar incrementan el riesgo de conductas antisociales, mientras que un entorno afectivo y estable promueve comportamientos prosociales.

Investigaciones recientes subrayan que la comunicación abierta, el apoyo emocional y la resolución constructiva de conflictos fortalecen la resiliencia familiar y el sentido de pertenencia, contribuyendo al bienestar emocional y la adaptación ante la adversidad (Garcés Coca y Mejía Rubio, 2023). En conjunto, estos hallazgos reafirman que las familias cohesionadas, comunicativas y emocionalmente disponibles constituyen un pilar esencial para la prevención de la delincuencia en adolescentes.

Adaptabilidad Familiar

La adaptabilidad familiar se define como la capacidad del sistema familiar para ajustarse a cambios y resolver conflictos de manera constructiva. De acuerdo con Olson (2000) y su modelo circunplejo, esta flexibilidad es esencial para mantener la cohesión y afrontar el estrés, mientras que Walsh (2016) resalta la comunicación abierta y la expresión emocional como pilares de la resiliencia familiar. En la misma línea, Patterson (2002) sostiene que la adaptación fortalece el bienestar y la resolución de problemas ante la adversidad.

Diversos estudios coinciden en que la falta de adaptabilidad puede derivar en comunicación deficiente y disfuncionalidad, incrementando el riesgo de conductas antisociales, mientras que un entorno flexible y de apoyo emocional promueve la regulación, la empatía y el afrontamiento saludable (García y Martínez, 2021; Vazsonyi, 2003). En el contexto mexicano, esta variable adquiere particular relevancia debido a la influencia de factores culturales y religiosos en la dinámica familiar. Las tradiciones, los lazos intergeneracionales y las redes de apoyo refuerzan la cohesión y la capacidad de respuesta ante crisis (Gomberg-Muñoz, 2010).

La evidencia reciente señala que las familias adaptables fomentan la comunicación efectiva, la resolución pacífica de conflictos y el desarrollo de habilidades prosociales, funcionando como un factor protector frente a la violencia y las conductas antisociales (Azaola, 2005; García y Martínez, 2021; Walsh, 2016). En conjunto, la adaptabilidad familiar no solo facilita la estabilidad emocional, sino que también contribuye al fortalecimiento de la cohesión y la resiliencia en contextos sociales y culturales cambiantes.

Conducta Antisocial

Las conductas antisociales comprenden comportamientos que violan normas sociales y afectan negativamente a otros o a la comunidad, manifestándose desde la infancia o adolescencia en formas como el trastorno de conducta o la delincuencia juvenil. Entre sus causas se reconocen factores genéticos, biológicos, psicológicos y sociales, incluyendo disfunción familiar, exposición a violencia o abuso de sustancias (Garaigordobil, 2017; Gunthorsdottir et al. 2021). Raine (2013) destaca que alteraciones

neurobiológicas en el lóbulo frontal y el sistema límbico, junto con predisposiciones genéticas y experiencias adversas tempranas, pueden aumentar la propensión a la agresión.

Desde el enfoque clínico, el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM-5) define el Trastorno de la Personalidad Antisocial como un patrón persistente de desprecio por los derechos de los demás, caracterizado por impulsividad, manipulación, irresponsabilidad y falta de remordimiento. Este cuadro suele coexistir con abuso de sustancias y depresión, y se asocia con antecedentes familiares y ambientes sociales adversos, lo que hace su tratamiento particularmente complejo.

Conducta delictiva

La conducta delictiva se entiende como toda acción u omisión que viola las normas legales y está sujeta a sanciones penales. Sutherland (1947) la define como un comportamiento aprendido en interacción con otros, mientras que Becker (1963) considera que el comportamiento desviado surge del proceso de etiquetamiento social. Desde una perspectiva jurídica, el Diccionario Panhispánico del Español Jurídico (2019) la describe como el comportamiento habitual del sujeto sometido a proceso penal. Garrido (2005) plantea que resulta de la interacción entre factores ambientales y predisposiciones genéticas, asociadas a rasgos de personalidad.

En el mismo sentido, Rutter et al. (2000) distinguen la conducta delictiva de la antisocial, señalando que la primera implica violaciones legales sancionables, mientras que la segunda puede incluir conductas agresivas o disruptivas no necesariamente ilegales. Estas definiciones reflejan la complejidad del fenómeno, integrando dimensiones sociales, psicológicas y jurídicas.

Características principales de la conducta delictiva

- Violación de normas jurídicas: transgresión de leyes que protegen bienes jurídicos fundamentales, como la vida, propiedad y seguridad.
- Antijuricidad: acción contraria al ordenamiento legal que carece de justificación jurídica.
- Culpabilidad: se atribuye responsabilidad al individuo por su capacidad de comprender y dirigir su conducta conforme a la ley.
- Punibilidad: conlleva la aplicación de una sanción penal establecida por el Estado.

Cuando la familia fomenta la cohesión y la adaptabilidad, crea un entorno protector que reduce la probabilidad de conductas antisociales. Estas dimensiones fortalecen el apoyo social, la resiliencia y las habilidades de afrontamiento, además de favorecer el bienestar emocional y la comunicación efectiva. Por ello, la importancia del presente estudio que busca analizar la relevancia de la cohesión y la adaptabilidad familiar en estudiantes de una universidad privada en el norte de México, en el estado de Nuevo León.

Con base en lo planteado anteriormente, la hipótesis general de este estudio plantea que la cohesión y la adaptabilidad familiares son predictores de la conducta antisocial y éstas a su vez son

predictores de las conductas delictivas en estudiantes de la Licenciatura en Médico Cirujano. En otras palabras, la cohesión familiar y la adaptabilidad familiar tienen un efecto indirecto sobre las conductas delictivas mediados por las conductas antisociales.

Asimismo, se plantearon las siguientes hipótesis complementarias:

H1: La cohesión familiar es predictor significativo de las conductas antisociales.

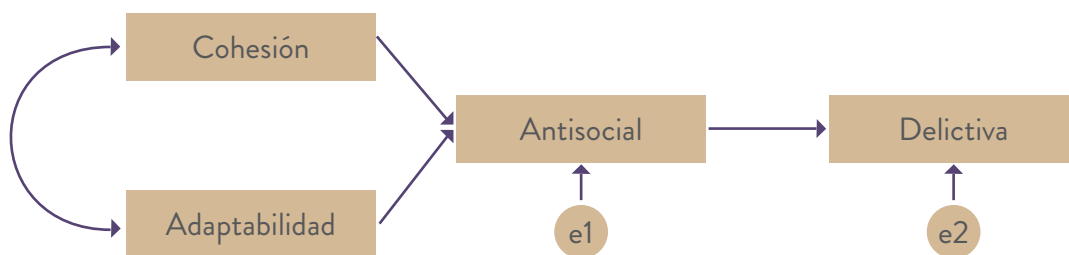
H2: La adaptabilidad familiar es predictor significativo de las conductas antisociales.

H3: La conducta antisocial es predictor significativo de las conductas delictivas.

Metodología

Figura 1

Modelo teórico propuesto



Asimismo, se incluyeron variables sociodemográficas como edad, género, nivel de escolaridad y convivencia con los padres, con el fin de caracterizar la muestra, identificar patrones relevantes, mejorar la validez de los resultados y facilitar comparaciones con estudios similares, además de orientar el diseño de intervenciones específicas.

Se llevó a cabo un Path Analysis, la cual es una forma de un modelado con ecuaciones estructurales. Para ello se utilizó la muestra de 221 participantes, que se obtuvo como resultado de la detección y remoción de datos atípicos.

Para la validación de la hipótesis general se utilizaron los índices de ajuste del modelo que se enlistan en la Tabla 1.

Tabla 1

Índices de validación de hipótesis

Índice	Criterio	Referencias
Valor p	> .05	Kline(2011); Brown y Cudeck(1993)
RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)	< .06	Hu y Bentler (1999)
CFI (Comparative Fit Index)	≥ .90	Hu y Bentler (1999); Tabachnick y Fidell (2013)
TLI (Tucker-Lewis Index)	≥ .90	Hair et al. (2014)
GFI	≥ .90	Tabachnick y Fidell (2013); Matsunaga (2010)

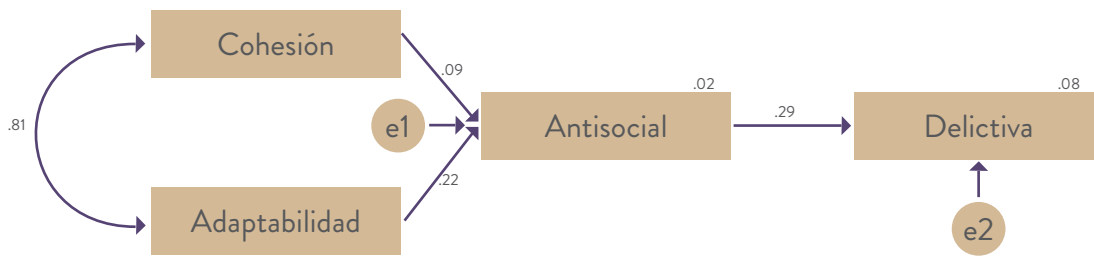
Nota: Los valores de referencia provienen de diferentes autores.

Para la estimación de parámetros se utilizó el método de Máxima Verosimilitud. Un análisis de la normalidad multivariada utilizando la prueba de Shapiro-Wilk, reveló que no se encontró evidencia de violación severa del supuesto de normalidad multivariada.

La Figura 2 presenta de manera esquemática la relación entre las variables y los coeficientes de regresión estandarizados. Los índices de ajuste indican un buen ajuste del modelo a los datos, por lo que, con base en el *Path Analysis*, se confirma la hipótesis general de investigación.

Figura 1

Modelo empírico encontrado



CMIN=2.159, DF=2, P=.340, CFI=.999, GFI=.995, TLI=.998, RMSEA=.019

El *Path Analysis* muestra que la cohesión familiar no predice la conducta antisocial, mientras que la adaptabilidad familiar sí lo hace de forma significativa, con un efecto directo y negativo ($\beta = -.22$). Esto significa que, a mayor adaptabilidad familiar, menor conducta antisocial.

Asimismo, la conducta antisocial presenta un efecto directo y positivo sobre la conducta delictiva, por lo que niveles más altos de conducta antisocial se relacionan con mayores niveles de conducta delictiva.

Sin embargo, los valores de R^2 (.02 y .08) indican que el modelo explica muy poca varianza, lo que sugiere que existen otros factores relevantes no incluidos en el estudio.

Finalmente, se validaron las hipótesis individuales H1, H2 y H3, cuyos resultados se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2

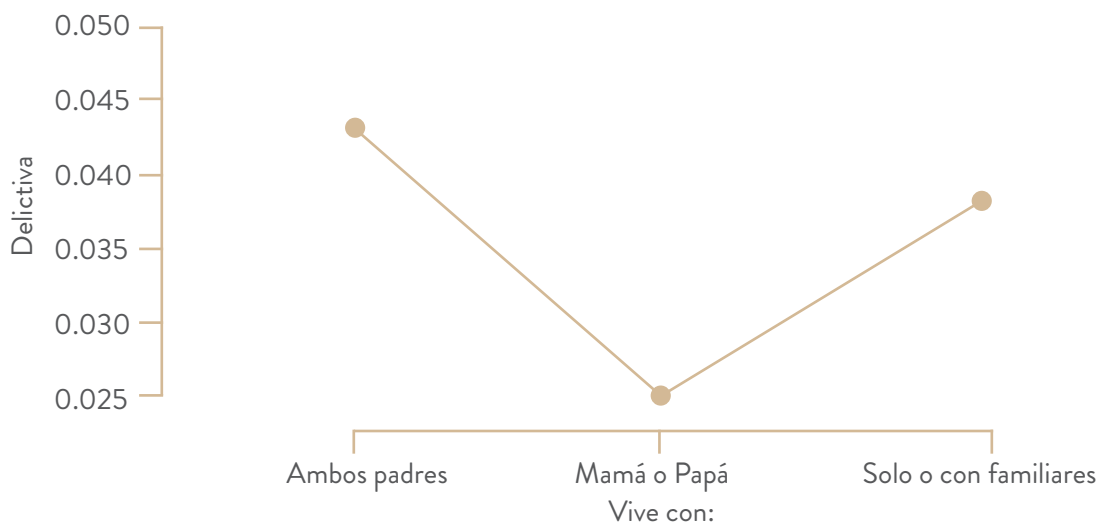
Coeficientes de regresión estandarizado y valor *p*

Hipótesis	β	<i>p</i>	Conclusión
H1	.09	.41	Rechazo
H2	-.22	.05	Se retiene
H3	.29	< .001	Se retiene

En la H1, el coeficiente β es bajo y el valor p supera .05, por lo que no hay evidencia suficiente para aceptarla y se rechaza. En la H2, el coeficiente β es negativo y el valor p es igual a .05, lo que indica una relación significativa, pero en el límite, por lo que se retiene, aunque requiere cautela en su interpretación. En la H3, el coeficiente β es positivo y el valor p es menor a .001, lo que refleja una relación fuerte y significativa, por lo que se retiene. En conjunto, los resultados muestran que H1 carece de apoyo, H2 presenta una relación significativa pero marginal, y H3 cuenta con respaldo sólido.

Variable dependiente

Relación entre la situación familiar y la propensión a la conducta delictiva



Aunque no se encontraron diferencias significativas en la conducta delictiva según la condición de residencia, los datos sugieren ciertas variaciones: quienes viven con ambos padres presentan la tasa más alta de comportamiento delictivo (~0.043), quienes viven con un solo padre la más baja (~0.026) y quienes viven solos o con otros familiares muestran una tasa intermedia (~0.039), pero mayor que la de quienes viven con un solo padre. Es importante señalar que estos valores reflejan una correlación y no una relación causal; por lo tanto, no puede concluirse que la convivencia con ambos padres aumente la conducta delictiva ni que vivir con un solo padre la reduzca, dado que otros factores no considerados podrían influir en esta relación.

En la Tabla 6 se observa que la variable Antisocial presenta valores bajos: la media (~0.25) y la mediana (0.20) indican baja incidencia general, aunque la desviación estándar (0.24), similar a la media, muestra variabilidad entre participantes. Los valores van de 0 a 1, lo que refleja que algunos individuos no presentan conductas antisociales mientras que otros sí. En la variable Delictiva, tanto la media como la mediana son cercanas a 0, lo que evidencia una muy baja frecuencia de conductas delictivas y poca variabilidad en la muestra.

Tabla 3*Estadísticas Descriptivas*

	Antisocial	Delictiva	Cohesión	Adaptabilidad
Valid	225	225	225	225
Missing	0	0	0	0
Median	0.200	0.000	4.000	3.800
Mean	0.252	0.040	3.894	3.700
Std. Deviation	0.240	0.145	0.705	0.753
Minimum	0.000	0.000	2.000	1.200
Maximum	1.000	1.000	5.000	5.000
25th Percentile	0.000	0.000	3.400	3.100
50th Percentile	0.200	0.000	4.000	3.800
75th Percentile	0.400	0.000	4.400	4.200

Respecto a Cohesión, la media (3.89) y la mediana (4.00) muestran niveles altos en la mayoría de los participantes. La desviación estándar (0.705) indica una variabilidad moderada, con valores entre 2 y 5. De forma similar, la Adaptabilidad presenta medias elevadas y variabilidad comparable, lo que sugiere buenas capacidades adaptativas en el grupo.

En conjunto, las variables Antisocial y Delictiva muestran baja incidencia, mientras que Cohesión y Adaptabilidad reflejan niveles altos en la población estudiada.

Discusión

La presente investigación tuvo como objetivo analizar si la cohesión y la adaptabilidad familiares son predictores de la conducta antisocial, y si esta, a su vez, predice las conductas delictivas en estudiantes de la Licenciatura en Médico Cirujano de una universidad privada del norte de México en 2024. Para ello, se aplicó un modelo de análisis de trayectorias (Path Analysis), en el cual las variables exógenas fueron la cohesión y la adaptabilidad familiares, mientras que las endógenas fueron la conducta antisocial y la conducta delictiva. También se consideraron variables sociodemográficas (edad, género, nivel de escolaridad y convivencia con los padres), con el fin de caracterizar la muestra y contextualizar los resultados.

La muestra estuvo compuesta por 221 estudiantes, tras remover cuatro casos atípicos multivariados de una muestra inicial de 225. Se utilizó el método de Máxima Verosimilitud y la prueba de Shapiro-Wilk, la cual confirmó que no hubo violaciones severas al supuesto de normalidad multivariada. Los índices de ajuste del modelo (CMIN = 2.159, g. l. = 2, $p = .340$, CFI = .999, GFI = .995, TLI = .998, RMSEA = .019) indicaron un buen ajuste con los datos de la muestra, por lo que la hipótesis general se retuvo. Los resultados mostraron que la cohesión familiar no fue un predictor significativo de la conducta

antisocial, mientras que la adaptabilidad familiar sí lo fue, con un efecto directo y negativo ($\beta = -.22$). Esto sugiere que un mayor nivel de adaptabilidad familiar se asocia con un menor nivel de conducta antisocial. Hallazgos similares han sido reportados por Olson y Gorall (2003), quienes señalan que la cohesión y la adaptabilidad familiar son factores protectores contra la disfunción psicosocial. Oliva et al. (2008) también encontraron que un funcionamiento familiar positivo se relaciona negativamente con la conducta antisocial, al igual que Estévez et al. (2007), quienes reportaron una correlación negativa entre el clima familiar y las conductas antisociales y delictivas. De manera semejante, Rivera-Heredia y Andrade Palos (2010) concluyen que adolescentes con familias adaptables y límites claros muestran menor tendencia a adoptar conductas transgresoras.

Asimismo, el análisis reveló que la conducta antisocial tiene un efecto directo y positivo sobre la conducta delictiva, lo que implica que niveles más altos de conducta antisocial predice una mayor probabilidad de involucramiento delictivo. Este resultado coincide con la teoría de Moffitt (1993) sobre el desarrollo de la conducta antisocial, en la cual distingue entre delincuentes de inicio temprano y tardío, siendo los primeros quienes muestran una trayectoria persistente hacia la criminalidad. De igual forma, Loeber y Farrington (2002) sostienen que la conducta antisocial es un predictor clave de la delincuencia juvenil y adulta, y Andrews y Bonta (2010) destacan en su modelo de Riesgo-Necesidad-Responsividad que actitudes y amistades antisociales son factores de riesgo significativos.

Sin embargo, los valores de R^2 (.02 para conducta antisocial y .08 para conducta delictiva) indican que las variables predictoras explican una proporción limitada de la varianza, lo que sugiere la influencia de otros factores no considerados. Moffitt et al. (2002) demostró que rasgos como la impulsividad, hostilidad y búsqueda de riesgo incrementan la probabilidad de conductas delictivas. Carrillo Amezcua et al. (2015) señalan que la supervisión familiar deficiente incrementa la asociación entre comportamiento antisocial y delincuencia, mientras que Murray y Farrington (2010) sostienen que los factores familiares, aunque relevantes, no son suficientes para explicar la conducta delictiva, siendo necesario integrar variables comunitarias, escolares y biológicas. En esa línea, Izydorczyk y Sitnik-Warchulska (2018) proponen ampliar los modelos incluyendo la autoestima, la presión de pares y el contexto cultural.

En cuanto al análisis de hipótesis, los coeficientes obtenidos mostraron que en H1 el valor $p > .05$, por lo que se rechaza; en H2, el valor $p = .05$ indica una relación significativa pero marginal, que requiere análisis adicional; y en H3, el valor $p < .001$ confirma una relación fuerte y significativa, por lo que se retiene. Este patrón de resultados es similar al reportado por Emler y Ross (1987), quienes observaron que los factores familiares y escolares mostraban coeficientes bajos, mientras que el grupo de pares presenta relaciones significativas con altos β . Jones et al. (2011) también encontraron resultados mixtos en la relación entre rasgos de personalidad antisocial y conducta delictiva, con algunas dimensiones significativamente asociadas y otras no.

En síntesis, los resultados confirman que la adaptabilidad familiar actúa como un factor protector frente a la conducta antisocial, y que esta última predice de forma significativa las conductas delictivas, reafirmando la necesidad de fortalecer las dinámicas familiares flexibles, el manejo de conflictos y la

comunicación efectiva como medios preventivos ante comportamientos antisociales y delictivos en jóvenes universitarios.

Los resultados de esta investigación evidencian que la adaptabilidad familiar desempeña un papel importante y significativo durante la adolescencia. Las familias con mayor flexibilidad y capacidad de ajuste a diversas situaciones tienden a reducir la probabilidad de que sus miembros desarrollen conductas antisociales y delictivas.

Si bien el estudio centró su atención en la adaptabilidad familiar, es necesario considerar otros factores como el nivel socioeconómico, la educación de los padres y la calidad de sus relaciones, ya que también pueden influir en la aparición de conductas antisociales y delictivas. Aunque no se observaron diferencias significativas entre hombres y mujeres, se sugiere realizar estudios con muestras más amplias que permitan explorar posibles variaciones en la expresión y el desarrollo de estas conductas según el género.

Con base en los hallazgos, se proponen algunas recomendaciones para el diseño de estrategias de intervención y futuras investigaciones. Primero, promover programas familiares que fortalezcan la comunicación efectiva entre sus miembros y la flexibilidad del hogar, favoreciendo una mejor adaptación ante crisis, cambios y dificultades. Segundo, ampliar futuras investigaciones para incorporar variables como el contexto socioeconómico, la calidad de las relaciones interpersonales y la influencia de los pares, con el fin de comprender mejor los factores asociados a la conducta antisocial. Tercero, ofrecer espacios de capacitación para padres, madres y cuidadores, centrados en habilidades como la resolución de conflictos, la comunicación abierta y la disciplina coherente, en concordancia con las propuestas de Patterson (1992) y Estévez (2007), quienes destacan que la rigidez o la desorganización familiar incrementan el riesgo de comportamientos disfuncionales.

Estas recomendaciones buscan contribuir al diseño de políticas y estrategias de intervención efectivas en los contextos familiar y educativo, promoviendo el desarrollo positivo y la prevención de conductas antisociales en la sociedad.

Referencias

- Andrews, D. A. y Bonta, J. (2010). *The psychology of criminal conduct* (5a. ed.). Anderson Publishing.
- Asociación Americana de Psiquiatría, Grupo de Trabajo del DSM-5. (2013). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales: DSM-5™* (5.ª ed.). American Psychiatric Publishing, Inc. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Azaola, E. (2005). *Violencia intrafamiliar y maltrato infantil*. Centro de Estudios de Género/Centro de Derechos Humanos del Distrito Federal.
- Becker, H. S. (1963). *Outsiders: studies in the sociology of deviance*. Free Press of Glencoe.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss* (Vol. 1). Penguin Books.
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: experiences by design and nature*. Harvard University Press.
- Carrillo Amezcua, L., Juárez García, F., González Forteza, C., Martínez Vélez, N. A. y Medina-Mora Icaza, M. E. (2015). Relationship between parent supervision and anti-social behavior in juvenile offenders from the state of Morelos. *Salud Mental*, 38(2), 123-131.
- Erikson, E. H. (1950). *Childhood and society*. W. W. Norton & Company.
- Estévez, E., Murgui, S., Moreno, D. y Musitu, G. (2007). Estilos de comunicación familiar, actitud hacia la autoridad institucional y conducta violenta del adolescente en la escuela. *Psicothema*, 19(1), 108-113.

- Farrington, D. P., MacKenzie, D. L., Sherman, L. W. y Welsh, B. C. (Eds.). (2002). *Evidence-based crime prevention*. Routledge.
- Garaigordobil, M. (2017). Conducta antisocial y delictiva en niños y adolescentes: conceptualización e impacto en el desarrollo psicosocial. *Psicología y Sociedad*, 29(2), 201–213.
- Garcés Coca, M. y Mejía Rubio, A. (2023). Comunicación familiar y su relación con el bienestar psicológico en estudiantes de bachillerato: family communication and its relationship to psychological well-being in high school students. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 4(1), 564–575.
- García, M. y Martínez, J. (2021). Importancia de la cohesión familiar en el bienestar de sus miembros. *Revista de Terapia Familiar*, 15(4), 300–315.
- Garrido, F. (2005). *Teorías del comportamiento antisocial y delictivo [Documento académico]*. En estudios sobre teorías de la personalidad en criminología (citado en Universidad Alas Peruanas, 2024).
- Gomberg-Muñoz, R. (2010). *Labor and legality: an ethnography of a Mexican immigrant Network*. Oxford University Press.
- Gómez, E., Muñoz, M. y Haz, A. M. (2007). *Familias multiproblemáticas y en riesgo social: características e intervención*. XIV Jornadas de Investigación y Tercer Encuentro de Investigadores en Psicología del Mercosur. Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina.
- Gottfredson, M. R. e Hirschi, T. (1990). *A general theory of crime*. Stanford University Press.
- Gunnthorsdottir, H., Halldorsson, V., Sigfusdottir, I. D. y Kristjansson, A. L. (2021). Childhood trauma, post-traumatic stress disorder, and antisocial behavior among incarcerated adults. *Journal of Criminal Psychology*, 11(3), 209–224.
- Izydorczyk, B. y Sitnik-Warchulska, K. (2018). Sociocultural appearance standards and risk factors for eating disorders in adolescents and women of various ages. *Frontiers in Psychology*, 9, Article 429.
- Jones, S. E., Miller, J. D., y Lynam, D. R. (2011). *Personality, antisocial behavior, and aggression: A meta-analytic review*. *Journal of Criminal Justice*, 39(4), 329–337. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2011.03.004>
- López Sánchez, F., Etxebarria, I., Fuentes Rebollo, M. J. y Ortiz, M. J. (2014). *Desarrollo afectivo y social*. Editorial Pirámide.
- Minuchin, S. (1974). *Families and family therapy*. Harvard University Press.
- Moffitt, T. E. (1993). Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behavior: A developmental taxonomy. *Psychological Review*, 100(4), 674–701. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.100.4.67>
- Moffitt, T. E., Caspi, A., Harrington, H. y Milne, B. J. (2002). Males on the life-course-persistent and adolescence-limited antisocial pathways: Follow-up at age 26 years. *Development and Psychopathology*, 14(1), 179–207.
- Murray, J. y Farrington, D. P. (2010). Risk factors for conduct disorder and delinquency: Key findings from longitudinal studies. *Canadian Journal of Psychiatry*, 55(10), 633–642.
- Oliva, A., Parra, A., Sánchez-Sosa, J. J. y Arranz, R. (2008). Family functioning, psychosocial adjustment, and problem behavior in adolescents: A structural equation model. *Journal of Adolescence*, 31(6), 817–831.
- Olson, D. H. (2000). Circumplex model of marital and family systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144–167. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D. H. y Gorall, D. M. (2003). Circumplex model of marital and family systems. En F. Walsh (Ed.), *Normal family processes: growing diversity and complexity* (3a. ed., pp. 514–544). Guilford Press.
- Olson, D. H., Gorall, D. M. y Tiesel, J. W. (2006). *FACES IV package: administration manual*. Life Innovations.
- Olson, D. H., Portner, J., y Bell, R. Q. (1982). *FACES II: Family adaptability and cohesion evaluation scales*. Family Social Science, University of Minnesota. <https://db.arabpsychology.com/scales/family-cohesion-scale-from-faces-ii/>
- Patterson, G. R., DeBaryshe, B. D. y Ramsey, E. (1989). A developmental perspective on antisocial behavior. *American Psychologist*, 44(2), 329–335.
- Patterson, G. R., Reid, J. B. y Dishion, T. J. (1992). *Antisocial boys*. Castalia Publishing Company.
- Patterson, J. M. (2002). Integrating family resilience and family stress theory. *Journal of Marriage and Family*, 64(2), 349–360.
- Raine, A. (2013). *The anatomy of violence: the biological roots of crime*. Vintage.
- Real Academia Española y Consejo General del Poder Judicial. (2019). *Diccionario Panhispánico del Español Jurídico*. Santillana Educación.
- Rivera-Heredia, M. E. y Andrade Palos, P. (2010). Escala de Evaluación de las Relaciones Intrafamiliares (E.R.I.). *Uaricha Revista de Psicología*, 7(14), 12–29.
- Rutter, M., Giller, H. y Hagell, A. (2000). *Antisocial behaviour by young people*. Cambridge University Press.
- Satir, V. (1976). *Conjoint family therapy* (3a. ed.). Science and Behavior Books.
- Seisdedos, N. (1995). *Cuestionario de conductas antisociales y delictivas [Instrumento psicométrico]*. Editorial Universidad Autónoma de Madrid.
- Sutherland, E. H. (1947). *Principios de criminología*. J. B. Lippincott Company.
- Vazsonyi, A. T. y Pickering, L. E. (2003). Exotic enterprise no more? Adolescent reports of family and parenting processes from youth in four countries. *Journal of Marriage and Family*, 65(2), 356–374.
- Vera Noriega, J. A., Barrientos, P. y Hurtado, M. (2011). *Apoyo parental, cohesión y adaptabilidad: recursos familiares frente a la discapacidad*. En Memorias del XI Congreso Nacional de Investigación Educativa. Comisión Nacional de Investigación Educativa (COMIE).
- Walsh, F. (2016). *Strengthening family resilience* (3a. ed.). Guilford Press.



CALIDAD DEL SUEÑO, SOMNOLENCIA DIURNA, ANSIEDAD
Y DEPRESIÓN EN DOCENTES UNIVERSITARIOSSLEEP QUALITY, DAYTIME SLEEPINESS, ANXIETY,
AND DEPRESSION AMONG UNIVERSITY TEACHERS

Luis Arturo Ramón Sotelo¹, Tomás Felipe Cahuich Cahuich², Samuel Urbano Chagoya³,
Andrea Isabel Hernández Leal⁴, Débora Esther Torres Salinas⁵, Andrea Zunit Aranda Escobedo⁶,
Betty Liliana Velázquez Carabali⁷, Naila Nereida Hernández Terrazas⁸, Andrea Elena Meza López⁹,
María José Torres Tovar¹⁰

Recibido: 3 de noviembre de 2025; Revisado: 20 de abril de 2026; Aceptado: 22 de mayo de 2026

Ramón Sotelo, L. A., Cahuich Cahuich, T. F., Urbano Chagoya, S., Hernández Leal, A. I., Torres Salinas, D. E., Aranda Escobedo, A. Z., Velázquez Carabali, B. L., Hernández Terrazas, N. N., Meza López, A. E. y Torres Tovar, M. J. (2026). Calidad del sueño, somnolencia diurna, ansiedad y depresión en docentes universitarios. *PsicoSophia*, 8(1), 12–19. <https://doi.org/10.37354/rpsiso.2026.8.1.059>

RESUMEN

El objetivo del presente estudio fue analizar la relación entre la calidad del sueño, la somnolencia diurna y los síntomas de ansiedad y depresión en docentes universitarios de una institución privada del norte de México. El enfoque fue cuantitativo, con un diseño transversal, descriptivo y correlacional. La muestra estuvo conformada por 70 docentes de tiempo completo, de los cuales 32 fueron mujeres (45.7%) y 38 hombres (54.3%), seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. Los instrumentos utilizados fueron el Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh (PSQI), la Escala de Somnolencia de Epworth (ESE), el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) y el Inventario de Depresión de Beck (BDI). Los resultados indicaron

¹Luis Arturo Ramón Sotelo, Catedrático de la Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, ramonlui@um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0002-1414-6521>

²Tomás Felipe Cahuich Cahuich, Catedrático de la Facultad de Educación, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, tomca@um.edu.mx, <https://orcid.org/0000-0002-3016-1433>

³Samuel Urbano Chagoya, Catedrático de la Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, samuelurbano@um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0009-4827-1081>

⁴Andrea Isabel Hernández Leal, estudiante de la Licenciatura en Psicología Clínica, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, lealandrea102@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0009-9483-2679>

⁵Débora Esther Torres Salinas, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, debby.torres.salinas@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0006-6567-8113>

⁶Andrea Zunit Aranda Escobedo, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, zunit08@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0007-7552-9581>

⁷Betty Liliana Velázquez Carabali, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, 1210497@alumno.um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0007-3703-4000>

⁸Naila Nereida Hernández Terrazas, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, nailaterrazas@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0008-4228-0246>

⁹Andrea Elena Meza López, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, andremezalo04@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0008-5936-1165>

¹⁰María José Torres Tovar, estudiante de la Licenciatura en Psicología Educativa, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, tovarmariajosestorres@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0009-5064-1862>

correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre la mala calidad del sueño, la somnolencia diurna y la presencia de síntomas de ansiedad y depresión en la población estudiada. Asimismo, se identificaron diferencias significativas por sexo en los niveles de depresión, con puntajes más elevados en las mujeres.

Palabras clave: calidad de sueño, somnolencia diurna, ansiedad, depresión, docentes universitarios

ABSTRACT

The objective of this study was to analyze the relationship between sleep quality, daytime sleepiness, and symptoms of anxiety and depression among university professors at a private institution in northern Mexico. The study employed a quantitative approach with a cross-sectional, descriptive, and correlational design. The sample consisted of 70 full-time professors, of whom 32 were women (45.7%) and 38 were men (54.3%), selected through non-probability convenience sampling. The instruments used were the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI), the Epworth Sleepiness Scale (ESS), the Beck Anxiety Inventory (BAI), and the Beck Depression Inventory (BDI). Results indicated positive and statistically significant correlations between poor sleep quality, daytime sleepiness, and the presence of anxiety and depression symptoms in the study population. Additionally, significant sex differences were found in depression levels, with women obtaining higher scores than men.

Keywords: sleep quality, daytime sleepiness, anxiety, depression, university professors

Introducción

El bienestar físico y mental de los docentes universitarios constituye un tema de creciente relevancia en el ámbito académico, dado que este grupo enfrenta altos niveles de estrés derivados de las exigencias propias de su labor profesional (Sisniegas-Vergara et al., 2023). Al igual que los estudiantes, los docentes universitarios experimentan desafíos significativos vinculados a la insuficiencia de sueño, la mala calidad del sueño y la depresión, condiciones que afectan negativamente su salud mental y física, su desempeño laboral y su calidad de vida (Morales-Sánchez et al., 2024).

Diversos estudios han reportado que una proporción importante de estudiantes y docentes universitarios presentan insuficiencia de sueño, mala calidad del sueño y síntomas depresivos, lo que incide directamente en su rendimiento, estado emocional y bienestar general (Alqurashi et al., 2022).

La prevalencia de sueño deficiente en esta población se asocia con elevados niveles de demanda psicológica y experiencias de alta tensión laboral, lo que sugiere que los estresores ocupacionales constituyen un factor desfavorable para la salud del sueño en los docentes de educación superior. La actividad cotidiana de este grupo implica tareas de alta complejidad que se han intensificado en los últimos años, tanto en diversidad como en carga horaria, lo que convierte a los docentes universitarios en uno de los grupos más vulnerables al estrés y a las alteraciones en la calidad de vida y la salud (Freitas et al., 2020).

Investigaciones recientes indican que una proporción considerable de docentes universitarios presenta síntomas depresivos. Un estudio reportó que el 85.2% de los participantes mostraba depresión

leve, el 7.4% depresión moderada y un 7.4% adicional depresión severa o extremadamente severa (Kidger et al., 2016). Otros estudios han documentado prevalencias aún mayores de sintomatología depresiva en contextos de alta carga laboral, particularmente durante períodos de cambios significativos en el entorno de trabajo, como el ocasionado por la pandemia de COVID-19.

Las consecuencias de la privación o mala calidad del sueño son amplias y clínicamente relevantes. García y Navarro (2017) señalan que estas pueden manifestarse desde un descenso notable en el rendimiento laboral y académico hasta un mayor riesgo de accidentes y una mayor predisposición a enfermedades. El insomnio mantenido representa un factor de riesgo para el desarrollo de trastornos del estado de ánimo, ansiedad, consumo de sustancias y depresión mayor, y se han identificado asociaciones estadísticamente significativas entre el insomnio y diversas condiciones médicas, entre ellas artritis, reflujo gastroesofágico, insuficiencia cardíaca congestiva, enfermedad pulmonar obstructiva, diabetes y alteraciones musculoesqueléticas.

Se ha documentado que la percepción subjetiva de mala calidad del sueño se asocia significativamente con el síndrome de burnout, dificultades en la regulación emocional, deterioro cognitivo y estrés laboral (Tello et al., 2025). Las exigencias laborales actuales en la docencia universitaria pueden reducir tanto las horas de sueño como su calidad, contribuyendo al desarrollo de burnout, depresión y estrés ocupacional.

La ansiedad, por su parte, incide en múltiples esferas de la vida de la persona: familiar, social, laboral y afectiva. A nivel cognitivo, afecta los procesos de procesamiento de la información; a nivel físico, se asocia con alteraciones en la presión arterial, el umbral del dolor y la respuesta inmunitaria; y a nivel mental, presenta una alta comorbilidad con la depresión y otras patologías. Hussenoeder et al. (2022) reportaron una asociación positiva entre ansiedad y dominios de estrés crónico como sobrecarga laboral, tensiones sociales y aislamiento (work overload) que persistía aún después de tratamiento.

La relación entre el sueño y la ansiedad es bidireccional: la ansiedad deteriora la calidad del sueño y, a su vez, el sueño deficiente intensifica los síntomas ansiosos, generando un ciclo negativo de retroalimentación mutua. La evidencia neurobiológica sugiere la existencia de un neurocircuito compartido entre la alteración del sueño y la ansiedad, respaldado por estudios de imagen molecular que identifican una compleja red de sistemas receptores implicados en ambos fenómenos (Chellappa y Aeschbach, 2022).

El presente estudio examina la relación entre la calidad del sueño, la somnolencia diurna y los síntomas de ansiedad y depresión en docentes universitarios de una institución privada del norte de México, con el propósito de contribuir al conocimiento sobre la salud del sueño y el bienestar mental en esta población.

Metodología

El presente estudio fue de enfoque cuantitativo, con un diseño descriptivo, transversal y correlacional. Las variables de estudio fueron la calidad del sueño, la somnolencia diurna y los niveles de ansiedad

y depresión. La muestra estuvo conformada por 70 docentes de tiempo completo pertenecientes a distintas facultades de una universidad privada del norte de México, seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, con base en su accesibilidad y disponibilidad. Como variables sociodemográficas se registraron el sexo y la facultad de adscripción de cada participante.

Dado que la distribución de los datos no cumplió con el supuesto de normalidad, se optó por el uso de estadísticos no paramétricos. En este sentido, Hopkins et al. (1998) señala que en distribuciones asimétricas la mediana suele ser la medida de tendencia central preferida, mientras que en distribuciones simétricas y normales esta coincide con la media.

Población

La población objetivo estuvo conformada por 196 docentes de tiempo completo de una universidad privada del norte de México, de los cuales 125 eran hombres (63.8%) y 71 mujeres (36.2%).

Muestra

La muestra estuvo conformada por 70 docentes de tiempo completo pertenecientes a distintas facultades de una universidad privada del norte de México. El muestreo fue de tipo no probabilístico por conveniencia, en el que los participantes fueron seleccionados con base en su accesibilidad y disponibilidad. Este tipo de muestreo, según Hernández-Sampieri et al. (2014), supone un procedimiento de selección orientado por las características de la investigación, más que por un criterio estadístico de generalización. Como variables sociodemográficas se registraron el sexo y la facultad de adscripción de cada participante.

Instrumentos

Para evaluar la calidad del sueño se utilizó el Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh (PSQI) (Buysse et al., 1989). El instrumento consta de 19 ítems: los cinco primeros corresponden a preguntas abiertas con respuestas numéricas, y los 14 restantes se responden mediante una escala tipo Likert de cuatro opciones. La confiabilidad del instrumento en la presente investigación fue adecuada ($\alpha = .794$). Para medir la somnolencia diurna se empleó la Escala de Somnolencia de Epworth (ESE) (Johns, 1991). Esta escala autoadministrada consta de ocho reactivos tipo Likert con cuatro opciones de respuesta (0–3), en los que el participante estima la probabilidad de quedarse dormido durante ocho actividades sedentarias cotidianas: sentado leyendo, viendo televisión, sentado e inactivo en un lugar público, como pasajero en un viaje en automóvil de una hora, recostado para descansar al mediodía, sentado conversando con otra persona, sentado tranquilamente después de una comida sin alcohol, y detenido en el tráfico por unos minutos. La confiabilidad obtenida en la presente investigación fue aceptable ($\alpha = .702$).

Para evaluar la ansiedad se aplicó el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck et al., 1988). El instrumento está conformado por cuatro factores: subjetivo, neurofisiológico, autonómico y vasomotor. Estudios previos reportan una consistencia interna de entre .82 y .90 (Beck et al., 1988). En la presente investigación se obtuvo un alfa de Cronbach de .946, lo que indica una confiabilidad muy alta.

Para evaluar la depresión se utilizó el Inventario de Depresión de Beck (BDI; Beck et al., 1988). El instrumento comprende dos factores: cognitivo-afectivo y somático-motivacional. La consistencia interna reportada en la literatura oscila entre .82 y .90 (Beck et al., 1988). La confiabilidad obtenida en la presente investigación fue de .950, lo que refleja una consistencia interna muy alta.

Procedimiento

Previo a la recolección de datos, se obtuvo la autorización institucional mediante visitas presenciales a las distintas escuelas y facultades participantes. Posteriormente, se distribuyeron los consentimientos informados entre los docentes y se recabaron debidamente firmados. La aplicación de los instrumentos se realizó en una sola sesión: se proporcionó a cada participante un código QR que les dio acceso a un formulario en línea (Google Forms), el cual fue completado en el mismo momento de la aplicación.

Resultados

El presente estudio examinó las correlaciones entre la calidad del sueño, la somnolencia diurna, la ansiedad y la depresión en docentes universitarios. Las edades de la población estudiada oscilaron entre 31 y 70 años ($M = 50$). La muestra estuvo conformada por 70 docentes de tiempo completo pertenecientes a una universidad privada del norte de México. En cuanto a la distribución por sexo, 32 participantes fueron mujeres (45.7%) y 38 hombres (54.3%).

Descriptivos de las variables

En la tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables de estudio.

Tabla 1

Descriptiva

	<i>Somnolencia</i>	<i>Ansiedad</i>	<i>ICSP</i>	<i>Depresión</i>
N	70	70	70	70
Media	6.41	8.16	5.77	6.44
Mediana	5.50	5.00	5.00	5.00
Desviación estándar	4.89	9.52	3.89	7.11
Mínimo	0.00	0.00	0.00	0.00
Máximo	24.0	46.0	18.0	33.0

Análisis estadísticos

Mediante el coeficiente de correlación Rho de Spearman se identificaron asociaciones positivas y estadísticamente significativas entre la calidad del sueño y la ansiedad ($\rho = 0.478, p < .001$), y entre la

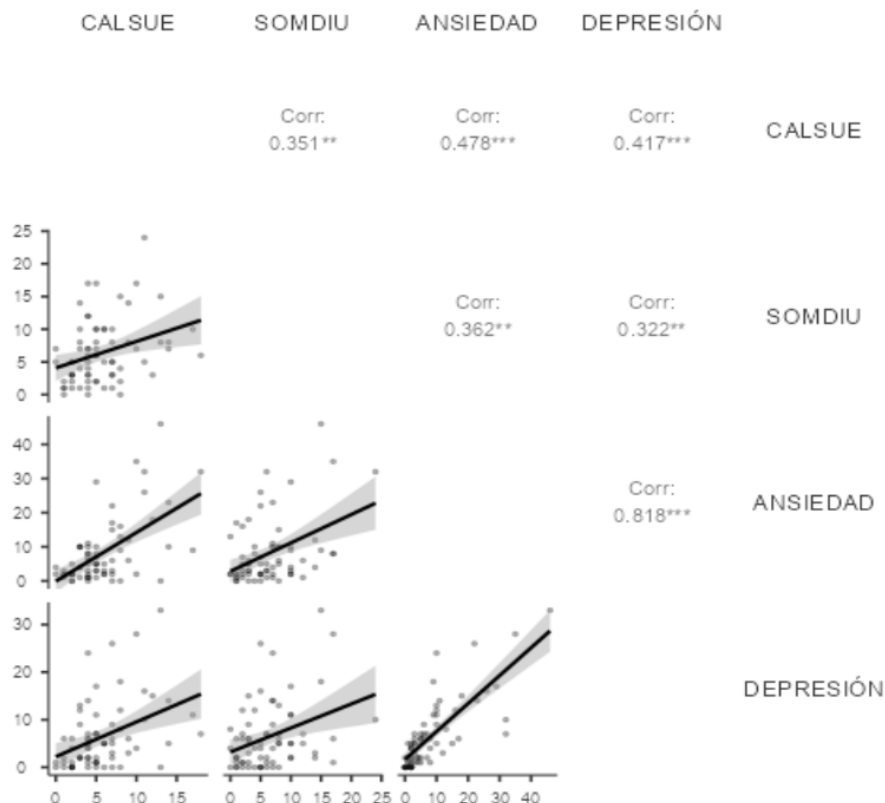
calidad del sueño y la depresión ($\rho = 0.417, p < .001$), lo que sugiere que una peor calidad del sueño se asocia con mayores niveles de malestar emocional. También se observaron correlaciones significativas entre la somnolencia diurna y la ansiedad ($\rho = 0.362, p = .002$), y entre la somnolencia diurna y la depresión ($\rho = 0.322, p = .006$). La correlación de mayor magnitud se registró entre ansiedad y depresión ($\rho = 0.818, p < .001$), resultado consistente con la alta comorbilidad entre ambos constructos documentada en la literatura especializada.

Para examinar las diferencias entre hombres y mujeres se empleó la prueba U de Mann-Whitney, dado el nivel de medición ordinal de las variables. Los resultados indicaron diferencias estadísticamente significativas únicamente en la variable depresión ($U = 436, p = .042$), con puntajes más elevados en las mujeres. No se encontraron diferencias significativas en ansiedad ($U = 490, p = .162$), somnolencia diurna ($U = 508, p = .239$) ni calidad del sueño ($U = 561, p = .581$).

A continuación, se presentan las gráficas que muestran las correlaciones reportadas, en la gráfica 1.

Gráfica 1

Gráficos de correlación



Además, se llevó a cabo la prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes y se encontraron diferencias significativas en las variables de estudio, por género como lo muestra la tabla 2.

Tabla 2*Prueba U de Mann Whitney de las variables según el género*

Variable	Estadístico U de Mann-Whitney	Valor p
Calidad de sueño	561	.581
Somnolencia diurna	508	.239
Ansiedad	490	.162
Depresión	436	.042

Discusión

El presente estudio analizó la calidad del sueño, la somnolencia diurna, la ansiedad y la depresión en docentes universitarios de una institución privada del norte de México. Los resultados indicaron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre la calidad del sueño y la ansiedad, así como entre la calidad del sueño y la depresión, lo que sugiere que un deterioro en la calidad del sueño se asocia con mayores niveles de ambas variables psicológicas. Asimismo, la somnolencia diurna mostró correlaciones directas y significativas con la depresión y la ansiedad. La asociación de mayor magnitud se observó entre ansiedad y depresión, lo cual es consistente con la alta comorbilidad reportada entre estos dos constructos en la literatura especializada.

En cuanto a las diferencias por sexo, los niveles de depresión fueron significativamente más elevados en mujeres que en hombres, resultado que coincide con lo documentado en investigaciones previas sobre salud mental en población docente. No se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en los indicadores de calidad del sueño, somnolencia diurna ni ansiedad.

Estos hallazgos son congruentes con los reportados por Triches et al. (2025), quienes, en un estudio con 954 docentes de instituciones públicas de educación superior en Brasil, encontraron que los trastornos de ansiedad y la depresión figuraron entre los diagnósticos más frecuentes, y que aproximadamente un tercio de los participantes reportó somnolencia diurna excesiva, lo que evidencia la estrecha relación entre las alteraciones del sueño y la salud mental en la población docente universitaria.

Los resultados evidenciaron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre la somnolencia diurna y la ansiedad, así como entre la somnolencia diurna y la depresión. De igual manera, el índice de calidad de sueño mostró correlaciones significativas con ambas variables psicológicas. Por su parte, la correlación entre depresión y ansiedad fue de magnitud media-alta y estadísticamente significativa.

Se identificaron diferencias significativas en la calidad del sueño y en los niveles de depresión según el sexo, siendo las mujeres quienes obtuvieron puntajes más elevados en ambas variables, lo que sugiere que el sexo es un factor relevante asociado a estas condiciones.

Respecto a la ansiedad, aunque las mujeres presentaron niveles más altos que los hombres, la diferencia no alcanzó significación estadística. En contraste, las diferencias en los niveles de depresión

entre sexos sí resultaron estadísticamente significativas.

En cuanto a la somnolencia diurna y la calidad del sueño, no se encontraron diferencias significativas entre hombres y mujeres. Los hallazgos en conjunto confirman la interdependencia entre las variables estudiadas: una mala calidad de sueño se asoció con mayores niveles de somnolencia diurna, ansiedad y depresión.

En relación con los casos de riesgo elevado, cuatro docentes presentaron puntuaciones indicativas de mala calidad de sueño, siete mostraron niveles de ansiedad en rango de alto riesgo, y cuatro obtuvieron puntuaciones de depresión en ese mismo rango.

Estas condiciones pueden afectar negativamente el bienestar general de los docentes e impactar su desempeño laboral. Con base en estos resultados, se recomienda implementar programas de higiene del sueño, establecer un seguimiento individualizado de los casos identificados con alto riesgo y desarrollar estrategias de prevención orientadas a mejorar la salud del sueño en la población docente universitaria.

Referencias

- Alqurashi, Y., Qattan, A., Abbas, H., Alghamdi, M., Alhamad, A., Al-Dalooj, H., Yar, T., Khathlan, N., Alqarni, A., y Salem, A. (2022). Estudio sobre la relación entre calidad del sueño y salud mental en profesores universitarios. Association of sleep duration and quality with depression Among University Students and Faculty. *Acta bio-medica : Atenei Parmensis*, 93(5), e2022245. <https://doi.org/10.23750/abm.v93i5.13002>
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893–897. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Buysse, D. J., Reynolds, C. F., Monk, T. H., Berman, S. R., y Kupfer, D. J. (1989) The Pittsburgh Sleep Quality Index: A new instrument for psychiatric practice and research. *Psychiatry Research*, 28(2), 193–213. [https://doi.org/10.1016/0165-1781\(89\)90047-4](https://doi.org/10.1016/0165-1781(89)90047-4)
- Chellappa, S. L., y Aeschbach, D. (2022). Sleep and anxiety: From mechanisms to interventions. *Sleep Medicine Reviews*, 61, Article 101583. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2021.101583>
- Freitas, A. M. C., Araújo, T. M. D., y Fischer, F. M. (2020). Psychosocial aspects at work and the quality of sleep of professors in higher education. *Archives of Environmental & Occupational Health*, 75(5), 297–306. <https://doi.org/10.1080/19338244.2019.1657378>
- García, S. J., y Navarro, B. (2017). Higiene del sueño en estudiantes universitarios: Conocimientos y hábitos. Revisión de la bibliografía. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 10(3), 170–178. <https://revclinmedfam.com/article/higiene-del-sueno-en-estudiantes-universitarios-conocimientos-y-habitos-revision-de-la-bibliografia>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., y Baptista-Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6ª ed.). McGraw-Hill.
- Hopkins, K. D., Hopkins, B. R., y Glass, G. V. (1998). *Estadística básica para las ciencias sociales y del comportamiento*. Prentice-Hall Hispanoamericana.
- Hussenoeder, F. S., Conrad, I., Löbner, M., Löffler, M., Tönjes, A., Sturmvoll, M., Villringer, A. y Riedel-Heller, S. (2022). Understanding eating-related health outcomes: Connections between anxiety and eating behavior. *European Journal of Public Health*, 32(3), Article cka129.698. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckac129.698>
- Johns, M. W. (1991). A new method for measuring daytime sleepiness: The Epworth sleepiness scale. *Sleep*, 14(6), 540–545. <https://doi.org/10.1093/sleep/14.6.540>
- Kidger, J. L., Brockman, R., Tilling, K. M., Campbell, R. M., Ford, T., Araya, R., King, M., y Gunnell, D. (2016). Teachers' wellbeing and depressive symptoms, and associated risk factors: A large cross sectional study in English secondary schools. *Journal of Affective Disorders*, 192, 76–82. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.11.054>
- Morales-Sánchez, A. K., Padrós-Blázquez, F., y Villuendas-González, E. R. (2024). Somnolencia excesiva diurna, tiempo de sueño y jetlag social en estudiantes universitarios. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 18(1), Article e1663. <https://doi.org/10.19083/ridu.2024.1663>
- Sisniegas-Vergara, C. E., Díaz Huertas, S. S., y Ojeda Campos, K. M. (2023). Calidad de sueño en docentes en una institución educativa durante la emergencia sanitaria COVID-19, Perú, 2021. *Horizonte Médico*, 23(1), Article e2159. <https://doi.org/10.24265/horizmed.2023.v23n1.07>
- Tello, M. E. C., Dalmau Torres, J. M., Ibort, E. G., y Jiménez Boraita, R. (2025). Sleep quality in Spanish university professors: Association with lifestyle habits and physical and mental health indicators. *PLoS ONE*, 20(4), Article e0320352. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0320352>
- Triches, M.I., Mendes, R.G. y de Oliveira Sato, T. (2025). Sleep, health conditions and quality of life among professors at higher education institutions in Brazil: Baseline data from the RESPIRA cohort. *BMC Public Health*, 25, 1–14. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-23465-x>

ENTRE PÉRDIDAS Y ESPERANZA: PROGRAMA PSICOEDUCATIVO PARA MUJERES JÓVENES CON CÁNCER DE MAMA BETWEEN LOSS AND HOPE: PSYCHOEDUCATIONAL PROGRAM FOR YOUNG WOMEN WITH BREAST CANCER

Eugenie Charlotte Caroline Kroonstadt¹

Recibido: 19 de febrero de 2026; Revisado: 6 de abril de 2026; Aprobado: 21 de mayo de 2026

Para citar este artículo:

Kroonstadt, E. C. C. (2026). Entre pérdidas y esperanza: programa psicoeducativo para mujeres jóvenes con cáncer de mama. *PsicoSophia*, 8(1), 20–29. <https://doi.org/10.37354/rpsiso.2026.8.1.059>

RESUMEN

Las mujeres jóvenes con cáncer de mama enfrentan desafíos psicosociales únicos que interrumpen su trayectoria vital y generan un proceso de duelo oncológico complejo. Este trabajo propone un programa psicoeducativo grupal de ocho sesiones dirigido a mujeres de 18 a 39 años en el Hospital La Carlota, Montemorelos. El objetivo es ofrecer un espacio seguro para el fortalecimiento de las estrategias de afrontamiento mediante un enfoque cognitivo-conductual. La intervención aborda temas clave como la regulación emocional, las redes de apoyo y la adaptación a la nueva realidad. Para evaluar si el programa es posible de realizar y cuáles son sus alcances, se llevará a cabo un estudio piloto exploratorio con un diseño pretest-postest. Se utilizarán como instrumentos la Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (HADS) y el cuestionario de calidad de vida EORTC QLQ-BR23. Se espera que esta intervención no solo permita evaluar la aceptabilidad y permanencia en el programa, sino que también favorezca la reducción del malestar emocional y la mejora en la calidad de vida, sentando las bases para protocolos de atención especializada en esta población.

Palabras clave: oncología, cáncer de mama, jóvenes, psicología

ABSTRACT

Young women with breast cancer face unique psychosocial challenges that interrupt their life trajectory and create a complex oncological grief process. This work proposes a group psychoeducational program of eight sessions for women aged 18 to 39 at Hospital La Carlota, Montemorelos. The objective is to provide a safe space to strengthen coping strategies through a cognitive-behavioral approach. The intervention addresses key topics such as emotional regulation, support networks, and adaptation to a new reality. To check if the program can be implemented and to see its effects, an exploratory pilot study will be performed. The Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) and the EORTC QLQ-BR23 questionnaire will be used for evaluation. It is expected that this intervention will not only show the participants' interest and attendance but also favor the

¹ Eugenie Charlotte Caroline Kroonstadt, estudiante del Doctorado en Consejería Familiar, Facultad de Psicología, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, ecckroonstadt@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0007-6411-6642>

reduction of emotional distress and improve quality of life, setting the stage for specialized care protocols for this population.

Keywords: oncology, breast cancer, youth, psychology

Introducción

La tendencia hacia la planificación y la proyección de metas a largo plazo constituye un rasgo fundamental del comportamiento humano y la autorrealización. Ya sea al idear las vacaciones, la carrera profesional o imaginar la jubilación, este proceso de fijación de metas no es unidimensional; por el contrario, involucra una articulación compleja de dimensiones espirituales, físicas, emocionales, familiares y sociales. Sin embargo, este mundo organizado puede derrumbarse rápidamente con un diagnóstico de cáncer de mama, pues interrumpe la continuidad de los sueños y proyectos, percibiendo casi como una “sentencia de muerte” (de Oliveira, 2018).

Además, al recibir este diagnóstico, las mujeres jóvenes experimentan desafíos particulares relacionados con su etapa vital, donde son más vulnerables a angustias emocionales y a problemas psicosociales (Villarreal-Garza et al., 2017). Por ello, se considera que el diagnóstico de cáncer de mama representa una amenaza vital donde la paciente percibe una falta de control sobre los resultados de la enfermedad (Nilsen et al., 2021). Desde el momento en que descubren la enfermedad, las personas rompen la conexión con la vida que consideraban 'normal' y se ven obligadas a enfrentar un proceso de duelo provocado por la interrupción de su vida diaria y la incertidumbre sobre el futuro (Pereira et al., 2025). Esta ruptura de los esquemas esperados genera una crisis de seguridad existencial que da inicio al proceso de duelo (Nilsen et al., 2021).

En este contexto, es pertinente definir el duelo como un conjunto complejo de reacciones, conscientes e inconscientes, provocadas por una pérdida significativa. Para una mujer diagnosticada con cáncer, dicho proceso se vive como una experiencia dolorosa, difícil de expresar y emocionalmente demandante (de Oliveira, 2018).

Al analizar qué significa una pérdida significativa en el cáncer de mama, es necesario ver que no se trata de una sola cosa. Vizcaíno (2025) explica que este proceso incluye perder el control sobre el propio cuerpo y una disminución de la autoestima, lo cual afecta directamente la seguridad de la persona. Estas pérdidas, que van desde los cambios en la imagen física hasta la inestabilidad en el trabajo, crean un escenario difícil donde empieza el duelo.

Como consecuencia de este escenario, el diagnóstico trae consigo una modificación drástica en la rutina del paciente y un fuerte impacto emocional. Esta situación puede generar resistencia al tratamiento y dar lugar a síntomas de depresión y ansiedad. Asimismo, debido a que se trata de un tratamiento agresivo, suelen aparecer pensamientos angustiantes y diversos trastornos psicológicos (Cezare et al., 2019).

De igual manera, diversos autores coinciden en que este diagnóstico provoca un giro inesperado en la trayectoria vital. Para muchas, representa el primer contacto con el sistema de salud en un entorno

donde no encuentran referentes con quienes identificarse. A esto se suma el desafío de una mayor preocupación por la apariencia física, la vida sexual y las relaciones de pareja. Si bien los planes de maternidad y las metas profesionales se ven alterados inicialmente, esta incertidumbre puede prolongarse incluso cuando las pacientes se encuentran en remisión (Lara y Hernández, 2024; Zhang et al., 2022).

Una investigación realizada en 2018 mostró que, en México, la atención psicológica aún no se integraba formalmente en los tratamientos oncológicos; por ello, muchos pacientes debían buscar terapia por iniciativa propia. Los autores subrayan la importancia de integrar la evaluación psicológica, las intervenciones especializadas y los programas de acompañamiento. Estos elementos resultan fundamentales para potenciar el bienestar emocional, social y económico del paciente (Hubbeling et al., 2018).

Es preciso destacar que, en adolescentes y adultos jóvenes, el diagnóstico oncológico interrumpe hitos físicos, cognitivos y psicosociales propios de su desarrollo, lo cual incrementa el riesgo de malestar psicológico. Entre los fenómenos más comunes se encuentran dificultades en el afrontamiento emocional, cambios físicos, preocupación por la percepción de otros, alteraciones en la identidad y modificaciones en la imagen corporal (Moore et al., 2021).

En relación con el apoyo psicosocial, se ha señalado que las mujeres tienden a sentirse más cómodas para hacer preguntas y retener información en un grupo de pares que en el consultorio médico. Por esta razón, resulta necesario crear espacios sociales donde se normalice la experiencia de ser una joven sobreviviente de cáncer de mama. Estos contextos no solo permiten procesar de manera más saludable los desafíos emocionales y prácticos asociados al diagnóstico, sino que reducen el aislamiento social al ofrecer un lugar de encuentro. Allí, las sobrevivientes comparten su historia y le dan un nuevo significado que pueda inspirar a otras: “para que vean en mí que sí se puede sobrevivir” (Hubbeling et al., 2018).

En consecuencia, se destaca la importancia de brindar psicoeducación a los pacientes recién diagnosticados. La psicoeducación, como estrategia dentro de la terapia cognitivo-conductual, busca brindar información sobre los síntomas, causas, tratamiento y evolución de una enfermedad, con la finalidad de aportar mayor conocimiento e incrementar la calidad de vida tanto del paciente como de sus familiares. Diversas intervenciones psicoeducativas aplicadas en pacientes con cáncer de mama han demostrado reducir la sobrecarga, la ansiedad y la depresión (González et al., 2020; Peñas, 2024).

El objetivo principal de este programa es brindar apoyo psicosocial y psicoeducativo a mujeres jóvenes diagnosticadas con cáncer, con el fin de reducir el malestar emocional, mejorar el afrontamiento ante el diagnóstico y el tratamiento, y fortalecer redes de apoyo mediante espacios grupales de acompañamiento entre pares que favorezcan la adaptación, la continuidad de proyectos de vida y la construcción de significado durante el proceso oncológico.

Método

Esta investigación tiene un enfoque cuantitativo y un diseño longitudinal. Se trata de un estudio

piloto exploratorio que utiliza una evaluación pretest y posttest para medir los cambios en el bienestar de las mujeres durante el programa.

Población

El programa está diseñado para mujeres jóvenes, de entre 18 y 39 años, que hayan recibido un diagnóstico de cáncer de mama con una antigüedad no mayor a seis meses (≤ 6 meses). Se eligió este rango de edad debido a que las pacientes jóvenes, conocidas en la literatura como Adolescentes y Adultos Jóvenes (AYA), enfrentan retos únicos. Un diagnóstico en esta etapa de la vida rompe la conexión con la vida “normal” e interrumpe metas importantes como la formación de la identidad, la independencia y los proyectos de familia y carrera, lo que obliga a la paciente a enfrentar un proceso de duelo por la incertidumbre sobre su futuro.

Para asegurar la cohesión grupal, las participantes deben estar bajo tratamiento oncológico activo (quimioterapia, radioterapia o terapia hormonal), compartiendo así desafíos cotidianos similares.

Se incluirán a mujeres que puedan leer y comprender español, que cuenten con autorización médica para participar en actividades psicosociales y que manifiesten interés en un proceso grupal. Por el contrario, se excluirá a quienes no cumplan con el rango de edad, presenten recaída activa del cáncer de mama, antecedentes de hospitalización psiquiátrica, deterioro físico que dificulte su participación segura o diagnóstico oncológico distinto al de cáncer de mama.

Procedimiento

El reclutamiento se realizará en el Hospital La Carlota, ubicado en Montemorelos, Nuevo León. El proceso comenzará con una derivación médica formal del departamento de oncología tras revisar los expedientes clínicos. Posteriormente, se contactará a las pacientes de forma directa y personal durante sus consultas o sesiones de tratamiento para invitarlas a participar y entregarles un folleto informativo. El grupo estará conformado por un máximo de diez participantes. Este tamaño reducido se justifica por dos motivos principales: primero, al tratarse de un estudio piloto, el objetivo primordial es evaluar la viabilidad y pertinencia de la intervención; segundo, un grupo pequeño favorecer una cohesión grupal, garantizar la seguridad emocional y permitir un acompañamiento cercano en el proceso terapéutico, elementos esenciales en la intervención con población oncológica joven.

El programa consta de ocho sesiones semanales de 90 minutos de duración aproximada. La intervención será conducida por un psicólogo con formación en psicooncología, enfoque cognitivo-conductual, además de poseer experiencia en el manejo de grupos. La estructura temática del programa se organiza de la siguiente manera: 1) presentación y establecimiento del encuadre terapéutico; 2) psicoeducación sobre cáncer; 3) comprensión del duelo y las pérdidas asociadas al diagnóstico; 4) identificación y regulación emocional; 5) estilos de afrontamiento; 6) redes de apoyo; 7) adaptación y reconstrucción del proyecto de vida; y 8) sesión final de integración y cierre.

Para que los resultados sean confiables, se les pedirá a las participantes que intenten no empezar otras terapias nuevas mientras dura el programa. De esta forma, podremos saber que los beneficios que observamos vienen directamente de su trabajo en este grupo.

Sesiones

Actividades por sesión (sugerencias integrables)

Sesión 1 – Presentación y encuadre

Actividad de integración: “La parte de mi historia que quiero compartir hoy”.
Establecimiento de reglas del grupo: confidencialidad, respeto, uso del tiempo.
Breve ejercicio de respiración para introducir autocuidado.

Sesión 2 – Psicoeducación sobre cáncer

Explicación sencilla de conceptos básicos: tratamiento, síntomas comunes, mitos frecuentes.
Actividad: “Lo que sabía / lo que aprendí hoy”.
Identificación de dudas que las participantes quieran resolver más adelante.

Sesión 3 – Duelos y pérdidas

Mapa personal de pérdidas: físico, emocional, roles, planes.
Conversación guiada: “¿Qué cambió para mí desde el diagnóstico?”
Ejercicio breve de validación emocional en parejas.

Sesión 4 – Emociones

Psicoeducación sobre emociones frecuentes (miedo, incertidumbre, enojo, tristeza).
Actividad: “Mi semáforo emocional” (verde = estoy bien, amarillo = me estoy desbordando, rojo = necesito apoyo).
Técnica breve: respiración diafragmática o grounding.

Sesión 5 – Estilos de afrontamiento

Identificación de estrategias actuales (evitación, lucha, búsqueda de apoyo).
Actividad: “Estrategias que me ayudan / estrategias que me afectan”.
Introducción a una estrategia adaptativa: solución de problemas o reestructuración cognitiva ligera.

Sesión 6 – Redes de apoyo

Sociograma: ¿quiénes están presentes hoy en mi vida?

Actividad: “La carta que sí puedo pedir” (práctica de pedir apoyo).
Reflexión grupal sobre barreras para pedir ayuda.

Sesión 7 – Adaptación y proyecto de vida

Identificación de fortalezas adquiridas durante el proceso.

Actividad: “Mi siguiente pequeño paso”.

Visualización guiada: futuro cercano posible.

Sesión 8 – Cierre

Línea del tiempo emocional: del inicio al final.

Carta para sí misma: “Lo que quiero recordar de este proceso”.

Evaluación breve de satisfacción del programa.

Instrumentos

Para evaluar el impacto del programa, se utilizará una batería de instrumentos breves conforme a las recomendaciones de las guías internacionales de psicooncología. Debido a que las participantes pueden experimentar fatiga y compromiso cognitivo derivado de su tratamiento; en consecuencia, se emplearán tres instrumentos validados por la población oncológica que permiten obtener información sobre el estado emocional y la calidad de vida.

El procedimiento seguirá un diseño de pretest-postest aplicado de forma presencial y autoadministrada, bajo la supervisión del psicólogo para aclarar dudas técnicas. Durante la primera sesión se aplicará la evaluación inicial, permitiendo capturar el estado psicológico de las mujeres antes de la intervención. Tras completar las ocho semanas, se llevará a cabo la evaluación final (postest) durante la sesión de cierre para registrar los cambios en el proceso de duelo. El uso de estos instrumentos será de carácter exploratorio, con el objetivo de obtener información preliminar que permita identificar posibles beneficios y áreas de ajuste para futuras versiones del programa.

Para la evaluación del estado afectivo, se utilizará la Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (HADS; Zigmond y Snaith, 1983). Se utilizará la versión validada y estandarizada en mujeres mexicanas con cáncer de mama bajo tratamiento de radioterapia (Ornelas-Mejorada y Sánchez-Sosa, 2011), la cual propone una estructura de 11 ítems distribuidos en dos subescalas: ansiedad (5 ítems) y depresión (6 ítems).

Este instrumento consta de un formato de respuesta tipo Likert de cuatro puntos (0 a 3). Para la subescala de ansiedad, el rango de puntuación oscila entre 0 y 15, mientras que para la de depresión está entre 0 y 18. En cuanto a sus propiedades psicométricas en esta población, el instrumento reportó una consistencia interna con una alfa de Cronbach global de .88, mientras que las subescalas obtuvieron valores de .77 por ansiedad y .79 por depresión.

La interpretación clínica se realizará bajo los puntos de cortes establecidos por la validación nacional, categorizando la sintomatología en niveles: ausentes, leve, moderada y grave (ver Tabla 1). Esta escala resulta idónea para el contexto oncológico debido a que su diseño excluye indicadores de tipo somático, evitando así el solapamiento con los síntomas físicos de la enfermedad o los efectos secundarios del tratamiento.

Por otra parte, se aplicará el EORTC QLQ-BR23, un cuestionario diseñado por la European Organization for Research and Treatment of Cancer (EORTC, 2010) para evaluar de manera específica la calidad de vida en pacientes con cáncer de mama. Dicho instrumento fue validado en población mexicana por Cerezo et al. (2012), demostrando propiedades psicométricas adecuadas para su uso en este contexto. Consta de 23 ítems y emplea una escala Likert de cuatro puntos, con opciones de respuesta que oscilan desde “en absoluto” hasta “mucho”.

Su estructura se divide en cuatro escalas funcionales y cuatro escalas de síntomas. Las escalas funcionales comprenden la imagen corporal (4 ítems), el funcionamiento sexual (2 ítems), así como el disfrute sexual y la preocupación por el futuro, evaluados con un ítem cada uno. Por su parte, las escalas de síntomas analizan los efectos secundarios de la terapia sistémica (7 ítems), la sintomatología en la mama (4 ítems), la movilidad del brazo (3 ítems) y la preocupación por la pérdida del cabello (1 ítem). De acuerdo con el manual del instrumento, las puntuaciones brutas se transforman linealmente a una escala de 0 a 100. En este sistema de medición, puntuaciones más altas en las escalas funcionales representan un mejor nivel de funcionamiento y bienestar; por el contrario, puntuaciones elevadas en las escalas de síntomas reflejan una mayor severidad de estos y, por ende, una menor calidad de vida.

Respecto a sus propiedades psicométricas, se reporta niveles de consistencia interna satisfactorios, con valores de Alfa de Cronbach superiores a 0.70 en la mayoría de sus escalas, a excepción de las subescalas cognitiva y de síntomas de mama, que suelen presentar valores entre 0.52 y 0.65 respectivamente (EORTC, 2010).

Tabla 1

Puntos de corte para la categorización de sintomatología en la escala HADS

<i>Categoría</i>	<i>Ansiedad</i>	<i>Depresión</i>
Ausente	0-5	0-6
Leve	6-8	7-9
Moderado	9-11	10-12
Grave	12-15	13-18

Asuntos éticos

El estudio se realizará bajo la previa autorización de las autoridades administrativas y médicas del hospital La Carlota. Una vez obtenido el aval institucional, el estudio cumplirá con los lineamientos

éticos nacionales e internacionales para investigación con personas en situación de vulnerabilidad. Las participantes recibirán información clara sobre los objetivos del programa, los procedimientos, posibles beneficios y riesgos, y su derecho a retirarse en cualquier momento sin consecuencias para su tratamiento médico.

Se obtendrá consentimiento informado por escrito. Toda la información será confidencial y se almacenará con códigos numéricos para proteger la identidad de los participantes. Si durante el programa se identifica malestar emocional severo, el psicólogo encargado realizará una intervención inmediata y canalizará a atención individual especializada dentro del mismo hospital.

Recursos

Para llevar a cabo el programa se requiere un espacio dentro del Hospital La Carlota que garantice privacidad y silencio, ya que se hablará de temas personales y sensibles. El lugar debe permitir acomodar a las participantes en círculo y contar con ventilación adecuada.

Se necesitarán materiales básicos como hojas, plumas, marcadores y un rotafolio o pizarra para apoyar las explicaciones y actividades de cada sesión. También será necesario imprimir los consentimientos informados y los instrumentos de evaluación, así como contar con un lugar seguro para resguardar estos documentos. Además, se incluirá un kit individual para cada participante. Este kit tendrá un cuaderno tipo diario diseñado específicamente para el programa, donde cada mujer podrá registrar sus actividades, ejercicios semanales y reflexiones personales. El propósito es que tenga un espacio propio para organizar sus ideas, registrar avances y continuar el trabajo entre semana.

El programa requiere de un psicólogo con formación en psicooncología y experiencia en trabajo grupal, quien será responsable de conducir las sesiones y manejar las situaciones emocionales que puedan surgir. Además, el apoyo administrativo del hospital será útil para organizar horarios, confirmar asistencia y coordinar el uso del espacio.

Por último, se considera importante contar con materiales simples de apoyo, como agua y pañuelos desechables, ya que suelen ser necesarios durante las sesiones. Estos recursos son suficientes para implementar el programa de manera adecuada y funcional.

Resultados esperados

Dado el impacto emocional que el diagnóstico de cáncer tiene en mujeres jóvenes, se prevé que exista una participación y una fuerte motivación por integrarse al programa. Asimismo, se espera que la diversidad de los participantes permita un enriquecimiento en las experiencias compartidas, consolidando el grupo como un espacio seguro y cómodo para ellas.

En cuanto a la parte metodológica, al tratarse de un primer acercamiento, lo más importante será observar si el programa realmente funciona en la práctica. Para esto, se analizará la disposición de las mujeres para unirse, su constancia durante las ocho semanas y si el grupo se siente cómodo con las actividades propuestas.

De igual manera, para cumplir con los objetivos del programa, esperamos observar cambios positivos en la vida de las participantes. En específico, se busca identificar si disminuye su malestar emocional, como los síntomas de ansiedad y depresión, y si logran manejar mejor la enfermedad y mejorar su calidad de vida. También se espera que el grupo les ayude a sentirse más apoyadas por otras mujeres, para que puedan darle un nuevo sentido a lo que están viviendo y sigan adelante con sus planes personales.

Por último, la información recogida antes y después de la intervención permitirá identificar si el programa muestra señales positivas y qué áreas necesitan ajustarse. Por lo tanto, aunque los hallazgos se interpretarán con cautela propia de un estudio exploratorio, se espera que este primer paso sienta las bases para fortalecer y ampliar el proyecto a más pacientes en el futuro.

Referencias

- Cerezo, O., Oñate-Ocaña, L. F., Arrieta-Joffe, P., González-Lara, F., García-Pasquel, M. J., Bargalló-Rocha, E. y Vilar-Compte, D. (2012). Validation of the Mexican-Spanish version of the EORTC QLQ-C30 and BR23 questionnaires to assess health-related quality of life in Mexican women with breast cancer. *European Journal of Cancer Care*, 21, 684–691. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2354.2012.01336.x>
- Cezare Coelho, J. C., Eduarda Pestana, M. y Bergamo Trevisan, F. (2019). Síntomas de ansiedad e depressão em pacientes oncológicos atendidos por equipe de psicologia. *Revista InterCiência - Catanduva*, 1(2), 45-52. <https://www.fafica.br/revista/index.php/interciencia/article/view/75>
- de Oliveira Cardoso, E. A., Tomé Garcia, J., Mosca Mota, M. G., dos Santos Lotério, L. y Antônio dos Santos, M. (2018). Luto antecipatório/preparatório em pacientes com câncer: Análise da produção científica. *Revista da SPAGESP*, 19(2), 110-122.
- European Organization for Research and Treatment of Cancer. (2010). *EORTC QLQ-BR23 Breast Cancer Module* [Instrumento de medición]. <http://groups.eortc.be/qol/>
- González Avilés, L. M., Robert León, K. Y., Calleja, N. y Martínez Basurto, A. E. (2020). Efecto de una psicoeducación en cuidadores de pacientes con cáncer de mama sometidas a quimioterapia. *Revista Latinoamericana De Medicina Conductual*, 10(2), 12–22. <https://www.revistas.unam.mx/index.php/rlmc/article/view/79796>
- Hubbeling, H. G., Rosenberg, S. M., González-Robledo, M. C., Cohn, J. G., Villarreal-Garza, C., Partridge, A. H. y Knaul, F. M. (2018). Psychosocial needs of young breast cancer survivors in Mexico City, Mexico. *PLoS ONE* 13(5) Article e0197931. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0197931>
- Lara Men, M. C. y Hernández Machado, A. (2024). Una mirada a la investigación científica sobre la autoestima, imagen corporal y vida sexual en mujeres con cáncer de mama en México. *Políticas Sociales Sectoriales*, 2(2), 375–395. <https://politicassociales.uanl.mx/index.php/pss/article/view/99>
- Moore, J. B., Canzona, M. R., Puccinelli-Ortega, N., Little-Greene, D., Duckworth, K. E., Fingeret, M. C., Ip, E. H., Sanford, S. D. y Salsman, J. M. (2021). A qualitative assessment of body image in adolescents and young adults (AYAs) with cancer. *Psycho-oncology*, 30(4), 614–622. <https://doi.org/10.1002/pon.5610>
- Nilsen, M., Stalsberg, R., Sand, K., Haugan, G. y Reidunsdatter, R. J. (2021). Meaning making for psychological adjustment and quality of life in older long-term breast cancer survivors. *Frontiers in Psychology*, 12, 734198. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.734198>
- Ornelas-Mejorada, R. E., y Sánchez-Sosa, J. J. (2011). Validación de la Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (HADS) [Ponencia en conferencia]. *VI Conferencia Internacional de Psicología de la Salud*, La Habana, Cuba.
- Peñas Pérez, A. (2024). *Programa psicoeducativo y de acompañamiento grupal para mujeres con diagnóstico de cáncer de mama* [Tesis de maestría, Universitat Ramon Llull]. <https://hdl.handle.net/20.500.14342/3997>
- Pereira Souza, Y. L., Tomé Garcia, J., Santos, M.A. y Oliveira-Cardoso, É. A. (2025). Luto antecipatório em pacientes recém-diagnosticados com doenças onco-hematológica. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 42, 1-16. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202542e230023>
- Villarreal-Garza, C., Castro-Sánchez, A., Platas, A., Miaja, M., Mohar-Betancourt, A., Regina Barragan-Carrillo, R., Fonseca, A., Vega, Y., Martínez-Cannon, B. A., Aguilar, D., Bargalló-Rocha, E., Cardona-Huerta, S., Peña-Curiel, O. y Matus-Santos, J. (2017). “Joven & fuerte”: Program for young women with breast cancer in Mexico – Initial Results. *Revista de Investigación Clínica*, 69(4), 223-228. <https://doi.org/10.24875/RIC.17002280>

- Vizcaíno Aceves, C. G. (2025). *La experiencia emocional en mujeres sobrevivientes de cáncer de mama* [Tesis de Maestría, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Occidente (ITESO)]. <https://hdl.handle.net/11117/11534>
- Zhang, A., Zebrack, B., Acquati, C., Roth, M., Levin, N. J. Wang, K. y Schwartz, S. (2022). Technology-assisted psychosocial interventions for childhood, adolescent, and young adult cancer survivors: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Adolescent and Young Adult Oncology*, 11(1), 6-16. <https://doi.org/10.1089/jayao.2021.0012>
- Zigmond, A.S. y Snaith, R. P. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67, 361-370.



INTERACCIÓN TRABAJO FAMILIA EN DOCENTES UNIVERSITARIOS: EVIDENCIAS DE MEDICIÓN

WORK-FAMILY INTERACTION AMONG UNIVERSITY FACULTY: MEASUREMENT EVIDENCE

María de Lourdes Herrera Domínguez¹, Alejandra Moysén Chimal²,
Martha Cecilia Villaveces López³, Gloria Margarita Gurrola Peña⁴

Recibido: 26 de abril de 2026; Revisado: 19 de mayo de 2026; Aceptado: 8 de junio de 2026

Para citar este artículo:

Herrera Domínguez, M. L., Moysén Chimal, A., Villaveces López, M. C. y Gurrola Peña, G. M. (2026). Interacción trabajo familia en docentes universitarios: evidencias de medición. *PsicoSophia*, 8(1), 30-44. <https://doi.org/10.37354/rpsiso.2026.8.1.061>

RESUMEN

La medición de la interacción trabajo-familia en docentes universitarios de nivel superior es fundamental para mantener un equilibrio entre su vida laboral y personal. El objetivo de la presente investigación fue obtener evidencias de validez y confiabilidad del Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia. La muestra estuvo conformada por 342 docentes de una institución pública del Estado de México, de los cuales se asignaron de manera aleatoria el 50% para el AFE y el otro 50% para el AFC. Se aplicó el Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia de 22 reactivos en escala Likert, por medio de un formulario de Google, previo consentimiento informado. Se realizó el análisis de los datos por medio de SPSS 31, de acuerdo con las evidencias de validez de constructos, se observa una varianza total de 61.076%, identificando cuatro factores, con pesos factoriales de los reactivos de .349 a .969, se eliminaron reactivos con cargas factoriales inferiores a .30 obteniéndose una versión final de 20 ítems. Las evidencias de validez de constructo se calcularon a través del alfa de Cronbach de (.801 a .924) y omega de McDonald de (.815 a .925), a partir de los datos se puede inferir una consistencia interna del instrumento. Los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio mostraron un ajuste adecuado del modelo de cuatro factores. Se concluye que el instrumento presenta propiedades psicométricas adecuadas para docentes universitarios de nivel superior.

Palabras clave: validez, confiabilidad, docentes, interacción familia-trabajo

¹ María de Lourdes Herrera Domínguez, Doctorante en Psicología de la Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, mherrera002@alumno.uaemex.mx, <https://orcid.org/0009-0001-8297-2756>

² Alejandra Moysén Chimal, Profesora Investigadora de la Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, amoysenc@uaemex.mx, <https://orcid.org/0000-0002-2201-2737>

³ Martha Cecilia Villaveces López, Profesora Investigadora de la Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, mcvillavecesl@uaemex.mx, <https://orcid.org/0000-0002-2645-5607>

⁴ Gloria Margarita Gurrola Peña, Profesora Investigadora de la Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, gmgurrolap@uaemex.mx, <https://orcid.org/0000-0002-7476-6186>

ABSTRACT

Measuring work-family interaction among higher education faculty is essential for maintaining a balance between their professional and personal lives. The objective of this study was to gather evidence regarding the validity and reliability of the Work-Family Interaction Questionnaire. The sample consisted of 342 faculty members from a public institution in the State of Mexico, of whom 50% were randomly assigned to the AFE and the other 50% to the AFC. The 22-item Work-Family Interaction Questionnaire, using a Likert scale, was administered via a Google Form after obtaining informed consent. Data analysis was performed using SPSS 31. Based on the evidence of construct validity, a total variance of 61.076% was observed, identifying four factors with factor loadings ranging from .349 to .969. Items with factor loadings below .30 were eliminated, resulting in a final version of 20 items. Evidence of construct validity was calculated using Cronbach's alpha (0.801 to 0.924) and McDonald's omega (0.815 to 0.925); based on the data, the instrument's internal consistency can be inferred. The results of the Confirmatory Factor Analysis showed an adequate fit of the four-factor model. It is concluded that the instrument exhibits adequate psychometric properties for higher education faculty members.

Keywords: validity, reliability, teachers, family-work interaction

Introducción

Durante los últimos años, la investigación sobre la interacción trabajo-familia en el profesorado universitario ha experimentado un crecimiento sostenido, reflejando el interés por comprender las consecuencias que las demandas académicas tienen sobre la vida personal y familiar en los docentes. En una revisión biométrica Lolín Párraga y García Ramírez (2025) identificaron un incremento constante de la producción científica relacionada con el conflicto trabajo-familia en la docencia universitaria, destacándose como uno de los principales riesgos psicosociales asociados al ejercicio de la profesión académica. Los autores señalan que las líneas de investigación más frecuentes se concentran en el conflicto trabajo-familia, el bienestar docente y las estrategias de conciliación entre las responsabilidades laborales y familiares.

La profesión académica se caracteriza por la multiplicidad de funciones que desempeñan los docentes universitarios, quienes además de la enseñanza participan en actividades de investigación, tutoría, gestión académica y vinculación institucional. En este sentido, Palomares Cantero y Llanos Reynoso (2024) sostienen que el equilibrio entre las responsabilidades laborales y familiares constituyen un desafío permanente para los académicos universitarios debido a las exigencias institucionales, la productividad científica y la diversidad de funciones inherentes al trabajo docente. Asimismo, destacan que las políticas organizacionales orientadas a la flexibilidad laboral y al apoyo institucional pueden favorecer una mejor articulación entre ambas esferas y contribuir al bienestar del profesorado.

De manera consistente, Cota Beltrán et al. (2023) identificaron que la relación trabajo-familia constituye un elemento relevante para comprender la experiencia laboral de los docentes universitarios,

debido a que las demandas provenientes de ambos ámbitos interactúan de forma constante e influyen en la gestión de las responsabilidades cotidianas. Estos hallazgos refuerzan la necesidad de continuar desarrollando investigaciones que permitan comprender y medir adecuadamente este fenómeno en contextos universitarios específicos.

La interacción trabajo-familia se ha consolidado como un constructo esencial dentro de la psicología organizacional y del estudio del comportamiento laboral, debido a que examina la relación existente entre dos ámbitos fundamentales de la vida de las personas: el trabajo y la familia (Geurts et al., 2005). Este constructo permite comprender cómo las experiencias, demandas y recursos generados en cada uno de estos contextos influyen de manera recíproca, afectando el bienestar, el estado emocional y la capacidad individual para gestionar sus diversas responsabilidades (Frone et al., 1992).

La comprensión de esta relación ha transitado desde perspectivas parciales hacia enfoques integrales y multidimensionales. El trabajo y la familia son concebidos como sistemas interdependientes y bidireccionales, cuya interacción constante dio origen al concepto de *work-family interface*, entendido como el conjunto de vínculos y relaciones que se establecen entre ambos dominios (Vitória et al., 2022).

En sus inicios, la interacción trabajo-familia se centró en el conflicto trabajo-familia, definido como una forma de incompatibilidad entre las exigencias derivadas de los roles laborales y familiares. Esta perspectiva predominó durante varias décadas, posicionando el conflicto como la manifestación principal de la relación entre ambos ámbitos (Latief et al., 2022). No obstante, investigaciones y revisiones sistemáticas han señalado que esta visión resulta insuficiente debido que limita la comprensión del fenómeno al considerar únicamente sus efectos negativos (Vitória et al., 2022).

Como resultado de esta evolución conceptual, surgió una perspectiva más amplia que reconoce la existencia de procesos tanto positivos como negativos en la relación trabajo-familia. Desde este enfoque, se distinguen cuatro dimensiones: conflicto trabajo-familia, conflicto familia-trabajo, enriquecimiento trabajo-familia y enriquecimiento familia-trabajo (Huyghebaert-Zouaghi et al., 2022).

Asimismo, una característica distintiva de este constructo es su naturaleza direccional, ya que la influencia puede manifestarse desde el trabajo hacia la familia o desde la familia hacia el trabajo. En la dirección de trabajo-familia, las demandas laborales, la sobrecarga de actividades, las jornadas extensas, la presión por el cumplimiento de objetivos y las responsabilidades profesionales pueden disminuir el tiempo destinado a la convivencia familiar, afectar el equilibrio emocional y deteriorar la calidad de las relaciones familiares. Por otra parte, las responsabilidades familiares, las demandas de cuidado y las obligaciones domésticas también pueden interferir en el desempeño laboral, influyendo en la disponibilidad de recursos físicos, emocionales y temporales para afrontar las exigencias del trabajo. Cuando las demandas de cualquiera de los dos ámbitos exceden los recursos disponibles, se incrementan las tensiones entre ambos contextos, generando consecuencias para el bienestar psicológico, la salud, el funcionamiento familiar y laboral (Allen et al., 2020).

Sobra et al. (2025) encontraron que los conflictos trabajo-vida y vida-trabajo influyen significativamente en indicadores relacionados con la salud, los resultados laborales y la disposición hacia

modalidades flexibles de trabajo. Los autores concluyen que la creciente permeabilidad de las fronteras entre la vida personal y profesional constituye uno de los principales desafíos para el profesorado universitario. De igual forma, Cardoso y Corrêa de Mattos (2024) señalan que los conflictos trabajo-familia continúan siendo una problemática relevante en las instituciones de educación superior, destacando que las características organizacionales y las dinámicas de liderazgo pueden influir en la manera en que los académicos experimentan la interacción entre sus responsabilidades laborales y familiares.

Por otra parte, al hablar de la medición de los constructos, las disposiciones actuales enfatizan la necesidad de que los instrumentos utilizados en investigación cumplan con criterios rigurosos de calidad psicométrica. En este sentido, la validez se ha consolidado como un principio central, al referirse al grado en que la evidencia disponible apoya las inferencias que se derivan de las puntuaciones obtenidas. Desde esta perspectiva, la validez no se limita a una característica inherente del instrumento, sino que se construye a partir de múltiples fuentes de evidencia que permite justificar su uso en contextos específicos (American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education, 2018). En concordancia, Martínez et al. (2014) señala que un instrumento es válido en la medida en que logra representar de forma adecuada el constructo que pretende medir, lo que exige analizar su estructura interna, la coherencia de sus ítems y su relación con otras variables relevantes.

Por su parte, la confiabilidad alude al grado de precisión y consistencia de las puntuaciones obtenidas mediante un instrumento, constituyéndose como un requisito indispensable para garantizar la estabilidad de los resultados. En la práctica, esto implica que una prueba bien construida debe ofrecer mediciones relativamente libres de error, de tal forma que, ante condiciones similares, los resultados tiendan a ser consistentes. Si bien la confiabilidad no asegura por sí misma la validez, sí representa una condición necesaria para su logro, dado que no es posible sostener interpretaciones válidas a partir de mediciones inestables (American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education, 2018). En este sentido, la literatura psicométrica destaca la importancia de estimar la consistencia interna mediante coeficientes como el alfa de Cronbach o el Omega de McDonald, los cuales permiten valorar el grado de homogeneidad entre los reactivos de una escala (Martínez, et al., 2014). En conjunto la consideración articulada de la validez y la confiabilidad constituyen un criterio fundamental en el desarrollo y evaluación de instrumentos, particularmente en contextos educativos donde las decisiones derivadas de la medición requieren un sólido sustento.

En el contexto de la evaluación de la interacción trabajo-familia en docentes universitarios, resulta imprescindible demostrar que el cuestionario de interacción trabajo-familia cuenta con evidencias sólidas de validez y confiabilidad que respaldan el uso e interpretación de sus puntuaciones. Dado que este constructo implica procesos complejos y bidireccionales entre las esferas laboral y familiar, su medición exige instrumentos que reflejen con precisión dichas dinámicas. En este sentido, la obtención de evidencias basadas en la estructura interna, así como la estimación de la consistencia de las puntuaciones, no solo permite garantizar la calidad psicométrica del instrumento, sino también

fortalece la credibilidad de los hallazgos derivados de su aplicación. Por ello evaluar estas propiedades no constituye un requisito meramente técnico sino una condición necesaria para sustentar inferencias válidas en entorno del fenómeno estudiado.

En conjunto, la evidencia teórica y empírica muestra que la interacción trabajo-familia constituye un fenómeno complejo y multidimensional que desempeña un papel relevante de la experiencia laboral de los docentes universitarios. El creciente interés por su estudio y las particularidades del contexto académico hacen necesario disponer de instrumentos válidos y confiables que permitan evaluar adecuadamente este constructo.

Metodología

La presente investigación corresponde a un estudio cuantitativo, con un diseño instrumental, el cual de acuerdo con Ato et al. (2013) consiste en estudios dedicados a examinar la validez, confiabilidad y otras cualidades métricas de las herramientas de evaluación psicológica.

Participantes

La muestra estuvo conformada por 342 docentes universitarios de nivel superior, adscritos a una institución pública del Estado de México, con el propósito de realizar el análisis factorial exploratorio y el confirmatorio, se optó por dividir aleatoriamente a los participantes en dos grupos (50% para cada análisis). En el paquete SPSS versión 31 se solicitó dividir de manera aleatoria, tomando a los primeros 50% de los participantes para el Análisis Factorial Exploratorio, quedando 207 de los cuales 71 son hombres y 136 mujeres, el rango de edad va de los 32 a los 73 años, el 55.1% son casados, el 50.2% cuentan con estudios de doctorado, 70.5% refieren tener hijos y el 73.4% tiene una composición familiar nuclear.

Para el Análisis Factorial Confirmatorio la selección aleatoriamente del 50% se conformó por 160 personas, de las cuales 57 son hombres y 93 mujeres. El 50% tiene estudios de doctorado, el 77.5% tiene hijos y el 70.6% viven en una familia nuclear, el rango de edad va de los 31 a los 85 años.

Instrumento

Se empleó el Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia (SWING) en su versión adaptada al español por Moreno Jiménez et al. (2009) el cual evalúa la relación bidireccional entre las esferas laboral y familiar, considerando tanto efectos negativos como positivos derivados de dicha interacción. El instrumento está conformado por 22 reactivos con formato de respuesta tipo Likert de cuatro puntos que van de 0 = nunca, 1 = a veces, 2 = a menudo y 3 = siempre.

La estructura del cuestionario se organiza en cuatro factores: F1 interacción negativa trabajo-familia, integrado por los reactivos 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 y 8, F2 interacción negativa familia-trabajo, reactivos 13, 14, 15, 16 y 17, F3 interacción positiva trabajo-familia formado por los reactivos 18, 19, 20, 21, 22 y

F4 interacción positiva familia-trabajo, compuesto por los reactivos 9, 10,11 y 12, lo que permite analizar de manera integral tanto la dirección como la valencia de la interacción entre ambos dominios.

En relación con sus propiedades psicométricas, la versión española presenta adecuados niveles de confiabilidad y validez. Moreno-Jiménez et al. (2009) confirmaron la estructura factorial de cuatro dimensiones mediante análisis factorial confirmatorio, obteniendo índice de ajuste satisfactorios (GFI = 0.98, NFI = 0.97) y coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach que oscila entre .77 y .89 en sus diferentes dimensiones.

En el contexto mexicano se han reportado evidencias adicionales de validez y confiabilidad del instrumento. En este sentido Betanzos y Paz (2012) analizaron las propiedades psicométricas del Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia en población trabajadora, confirmando la pertinencia de su estructura factorial y reportando adecuados índices de consistencia interna, lo que respalda su uso en estudios organizacionales dentro del contexto nacional. La evidencia empírica disponible permite afirmar que el Cuestionario de Interacción Trabajo-Familias (SWING), en su versión adaptada por Moreno-Jiménez et al. (2009), cuenta con propiedades psicométricas sólidas, lo que justifica su uso en investigaciones orientadas en la población mexicana.

Procedimiento

La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, considerando la accesibilidad y disposición de los docentes para participar en el estudio. La recolección de datos se llevó a cabo a través de un formulario de Google, lo que permitió facilitar el acceso y la cobertura de la muestra.

En una primera etapa, se llevó a cabo la presentación del objetivo general de la investigación, así como las condiciones éticas bajo las cuales se desarrolla el estudio, enfatizando la confidencialidad de la información, el anonimato de los participantes y la participación voluntaria. Se solicitó el consentimiento informado de los participantes antes de proceder con la aplicación de los instrumentos. Posteriormente, se incluyeron preguntas de control con la finalidad de asegurar la pertinencia de la muestra, específicamente orientadas a identificar si los participantes laboraban en la institución de educación superior y se desempeñaban como docentes en dicho nivel. En una tercera fase, se procedió a la recopilación de datos sociodemográficos, tales como edad, sexo estado civil, antigüedad laboral y otras variables relevantes para la caracterización de la muestra. Finalmente se presentaron los instrumentos de medición, acompañados de sus respectivas instrucciones de respuesta. Para los fines del presente estudio, se consideran únicamente los datos correspondientes al Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia en función de los objetivos planteados en la investigación.

Análisis de datos

El análisis de los datos se llevó a cabo mediante el paquete estadístico SPSS versión 31 y software

especializado en modelamiento estructural JAMOVI 2.328. En la primera etapa se evaluó la adecuación de los datos para el análisis factorial, mediante: Índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), el cual valora la adecuación muestral, considerando como aceptables valores superiores a .70. Prueba de esfericidad de Bartlett, la cual debe presentar un nivel de significancia $p < .05$, indicando que las correlaciones entre los ítems son suficientes para realizar el análisis factorial.

Posteriormente se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE), siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014), con el objetivo de identificar la estructura subyacente del instrumento y reducir la complejidad de los datos. Se utilizó el método de factorización de ejes principales Promax, estableciéndose como criterio de carga factorial mínima de .30. En este análisis se obtuvieron las comunidades, las cuales permitieron estimar la proporción de varianza de cada reactivo explicada por los factores; asimismo, se analizó la varianza total explicada, como indicador del porcentaje de variabilidad del constructo representado por la solución factorial; y se examinaron los pesos o cargas factoriales, con el fin de determinar la asociación de cada reactivo a su factor correspondiente. También se evaluó la consistencia interna del instrumento mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente omega de McDonald, considerando valores entre .70 y .90 como adecuados (Campo-Arias et al., 2012).

En una segunda etapa, se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar la validez de la estructura factorial obtenida. El ajuste del modelo se determinó mediante el estadístico chi cuadrado (χ^2) y su nivel de significancia, la razón chi-cuadrado/grados de libertad (CMIN/DF), el índice de ajustes comparativo (CFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), considerando como criterios de buen ajuste valores de CFI y TLI $\geq .90$, RMSEA $\leq .08$, CMIN/DF ≤ 3 .

Resultados

Los resultados de las pruebas de adecuación muestral indican que los datos presentan condiciones óptimas para el análisis factorial, al mostrar una adecuación muestral (KMO $> .900$) y una prueba de esfericidad significativa ($p < .000$). Esto sugiere que las correlaciones entre los ítems son suficientemente altas para identificar factores latentes. Por lo que se continúa con el análisis de los datos obtenidos del AFE. En conjunto, ambos indicadores demuestran que la estructura interna del instrumento de calidad de vida laboral presenta condiciones estadísticas adecuadas para continuar con el proceso de validez de constructo, asegurando que el modelo factorial que se derive represente de manera válida las dimensiones teóricas evaluadas en los docentes universitarios de nivel superior.

El AFE permitió identificar cuatro factores. La Tabla 1 presenta los resultados del análisis factorial exploratorio, incluyendo los valores propios, el porcentaje de varianza explicada y la varianza acumulada para cada factor identificado, así como los coeficientes de confiabilidad alfa de Cronbach y omega de McDonald. Estos indicadores permiten determinar la solidez estadística de la estructura interna y confiabilidad del instrumento de Interacción Trabajo- Familia aplicado a docentes universitarios y constituyen la base para evaluar la validez y consistencia de las dimensiones obtenidas.

Tabla 1

Concentrado de valor propio, alfa y omega de cada factor del Cuestionario Interacción Trabajo-Familia en docentes universitarios

Factor	Valor propio	% varianza	% Varianza acumulada	α de Cronbach	ω de Mc Donald
1	7.423	33.741	33.741	.924	.925
2	3.811	17.323	51.064	.897	.899
3	1.450	6.589	57.654	.829	.839
4	.753	3.422	61.076	.801	.815

El análisis factorial reveló una estructura compuesta por cuatro factores, cuyos valores propios y porcentajes de varianza explicada permiten identificar el peso relativo de cada dimensión en el constructo evaluado.

El Factor 1 obtuvo un valor propio de 7.423, explicando el 33.741 % de la varianza total. Este porcentaje representa la dimensión de mayor aporte explicativo del modelo, lo que sugiere que los ítems agrupados en este factor poseen coherencia conceptual dentro del instrumento. La consistencia interna es excelente, con un $\alpha = .924$ y un $\omega = .925$, valores que indican estabilidad y homogeneidad en las respuestas de los docentes.

El Factor 2, con un valor propio de 3.811, explica el 17.323 % de la varianza, acumulando 51.064% junto con el factor anterior. Su confiabilidad se mantiene en rangos de $\alpha = .897$ y $\omega = .899$.

El Factor 3 muestra un valor propio de 1.450 y explicó el 6.589% de la varianza, alcanzando un 57.654% de varianza acumulada. Presenta niveles de confiabilidad a partir de la consistencia interna obtenida con el alfa de Cronbach y el omega de McDonald, de $\alpha = .829$ y $\omega = .839$.

Por último, el Factor 4 presenta un valor propio de .753, explicando el 3.422% de la varianza, con una varianza acumulada de 61.076%. La confiabilidad del factor es de $\alpha = .801$ y $\omega = .815$.

En la Tabla 2 se muestran las comunalidades y las cargas factoriales obtenidas tras la rotación aplicada en el análisis factorial exploratorio. Estos resultados permiten identificar la contribución de cada reactivo a los factores extraídos y la proporción de carga factorial de cada ítem. La información presentada constituye un insumo esencial para evaluar la representatividad de los reactivos, así como la claridad conceptual de las dimensiones que integran el instrumento de interacción trabajo familia en docentes universitarios.

Tabla 2

Peso factorial y comunalidad de los reactivos del Cuestionario Interacción Trabajo-Familia en docentes universitarios

Reactivo	Factor				Comunalidad
	1	2	3	4	
7	.874				.763
6	.926				.744
4	.855				.655
8	.756				.727
3	.890				.649
2	.775				.684
5	.710				.596
1	.456				.552
17		.848			.713
15		.686			.657
16		.700			.665
14		.830			.649
21			.894		.795
20			.856		.671
19			.495		.463
22			.472		.494
11				.969	.857
12				.873	.736
10				.663	.607
9				.349	.326

Las comunalidades obtenidas evidencian que la mayoría de los reactivos presentan valores superiores a .30, lo cual indica que cada uno de ellos comparte una proporción adecuada de varianza con el conjunto de ítems del instrumento. En el caso de los reactivos 13 y 18 los valores obtenidos no fueron significativos por lo que se eliminaron.

En el Factor 1, los ítems muestran cargas factoriales que oscilan entre .456 y .926, lo que refleja una fuerte contribución al componente principal. En este factor, los reactivos 7 (.874), 6 (.926), 4 (.885), 8 (.756), 3 (.890), 2 (.775), 5 (.710) y 1 (.456), presentan comunalidades sólidas.

En el Factor 2, los reactivos presentan comunalidades altas, con valores correspondientes a los ítems 17(.848), 15(.686), 16 (.700) y 14 (.830), respectivamente. Las cargas factoriales asociadas

muestran que estos reactivos contribuyen significativamente a la estructura del factor, lo que confirma su pertinencia psicométrica.

Respecto al Factor 3, los ítems 21 (.894), 20 (.856), 19 (.495) y 22 (.472) muestran niveles aceptables de comunalidad, estos valores indican una agrupación consistente, especialmente en los dos primeros reactivos, los cuales presentan los valores más altos dentro del factor.

Finalmente, el Factor 4 agrupa los reactivos 11 (.969), 12 (.873), 10 (.663), 9 (.349), algunos reactivos presentan comunalidades moderadas, en conjunto mantienen valores suficientes para respaldar su permanencia, especialmente los reactivos 11 y 12, que destacan por su contribución más elevada.

En la Tabla 3 se presentan los pesos factoriales correspondientes a los reactivos del instrumento Interacción Trabajo-Familia, organizados conforme a los cuatro factores identificados en el análisis factorial exploratorio. Estos valores permiten observar la magnitud de la relación entre cada ítem y el factor al que pertenece, aportando evidencia sobre la coherencia interna de las dimensiones y la solidez psicométrica de los componentes que integran el instrumento. La distribución de cargas factoriales facilita la evaluación de la estructura interna del modelo y respalda la interpretación de las dinámicas de interferencia y facilitación entre las áreas laboral y familiar en docentes universitarios.

Tabla 3

Peso factorial del Cuestionario Interacción Trabajo-Familia en docentes universitarios

Ítem	Peso factorial
Factor 1: Interacción negativa trabajo-familia	
7. Tus obligaciones laborales hacen que te resulte complicado relajarte en casa	.874
6. Tienes que trabajar tanto que no tienes tiempo para tus hobbies	.926
4. Tu horario de trabajo hace que resulte complicado para ti atender tus obligaciones domésticas	.855
8. Tu trabajo te quita tiempo que te hubiera gustado pasar con tu pareja/familia/amigos	.756
3. Tienes que cancelar planes con tu pareja/familia/amigos debido a compromisos laborales	.890
2. Te resulta complicado atender a tus obligaciones domésticas porque estás constantemente pensando en tu trabajo	.775
5. No tienes energía suficiente para realizar actividades de ocio con tu pareja/familia/amigos debido a tu trabajo	.710
1. Estás irritable en casa porque tu trabajo es muy agotador	.456

Factor 2. Interacción positiva trabajo-familia

17. Eres capaz de interactuar mejor con tu pareja/familia/amigos gracias a las habilidades que has aprendido en el trabajo	.848
15. Cumples debidamente con tus responsabilidades en casa porque en tu trabajo has adquirido la capacidad de comprometerte con las cosas	.686
16. El tener que organizar tu tiempo en el trabajo ha hecho que aprendas a organizar mejor tu tiempo en casa	.700
14. Desempeñas mejor tus obligaciones domésticas gracias a habilidades que has aprendido en tu trabajo	.830

Factor 3. Interacción positiva-familia trabajo

21. El tener que organizar tu tiempo en casa ha hecho que aprendas a organizar mejor tu tiempo en el trabajo	.894
20. Cumples debidamente con tus responsabilidades laborales porque en casa has adquirido la capacidad de comprometerte con las cosas	.856
19. Te tomas las responsabilidades laborales muy seriamente porque en casa debes hacer lo mismo	.495
22. Tienes más autoconfianza en el trabajo porque tu vida en casa está bien organizada	.472

Factor 4. Interacción negativa familia-trabajo

11. Los problemas con tu pareja/familia/amigos afectan a tu rendimiento laboral	.969
12. Los problemas que tienes con tu pareja/familia/amigos hacen que no tengas ganas de trabajar	.873
10. Te resulta difícil concentrarte en tu trabajo porque estás preocupado por asuntos domésticos	.663
9. La situación en casa te hace estar tan irritable que descargas tu frustración en tus compañeros de trabajo	.349

Los resultados del análisis factorial exploratorio muestran una estructura de cuatro factores que coincide plenamente con la propuesta teórica original del instrumento de Interacción Trabajo-Familia, lo que evidencia una sólida estructura interna. Cada dimensión agrupa reactivos con coherencia semántica y conceptual, reflejando los dos tipos de interacción positiva y negativa y su direccionalidad del trabajo hacia la familia y de la familia hacia el trabajo.

En la Tabla 4 se presentan los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) del Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia en docentes universitarios, en su versión original y validada, los cuales permiten contrastar el grado de ajuste de los modelos propuestos.

Tabla 3*Análisis Factorial Confirmatorio del cuestionario Interacción trabajo familia en docentes universitarios*

	X²	p	CFI	TLI	RMSEA	Inferior	Superior
Original	339	.001	.913	.900	.0730	.0607	.0850
Versión validada	253	.001	.952	.944	.0581	.0435	.0719

El modelo de medición evaluado mediante Análisis Factorial Confirmatorio muestra un ajuste global adecuado a los datos empíricos. El estadístico chi cuadrada ($X^2 = 253, p = .001$) resulta significativo.

Discusión

El análisis factorial exploratorio (AFE) del Cuestionario Interacción Trabajo-Familia aplicado a docentes universitarios de nivel superior de una institución pública del Estado de México se puede hacer inferencia de propiedades psicométricas adecuadas, con un KMO > .900, una esfericidad $p < .001$, lo que confirma la pertinencia de hacer inferencias para las evidencias de estructura interna del instrumento a partir del análisis factorial. En conjunto, los resultados muestran que el instrumento cuenta con una estructura factorial robusta, con factores que superan ampliamente los niveles recomendados de confiabilidad. Así mismo, se identificó una conformación de cuatro factores que explican el 61.076% de varianza acumulada, con coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach y omega de McDonald superiores a .815, estos hallazgos respaldan la validez interna del instrumento y su capacidad para medir de manera consistente las dimensiones teóricas propuestas para docentes universitarios

Estos resultados son consistentes con la conceptualización teórica de la interacción trabajo-familia como fenómeno bidireccional y con valencias diferenciadas (positiva y negativa), tal y como ha sido planteado por Frone et al. (1992) y Geurts et al. (2005), quienes destacan que las experiencias entre ambos dominios pueden transferirse en distintas direcciones y con efectos tanto favorables como adversos.

En cuanto a la estructura factorial, se conservaron 20 de los 22 reactivos originales, eliminando los ítems 13 y 18 debido a su bajo peso factorial. Este ajuste no compromete la integridad del constructo, sino que fortalece su validez estructural al mantener únicamente aquellos reactivos con mayor capacidad explicativa, lo cual coincide con los criterios psicométricos establecidos por American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education (2018) sobre la importancia de contar con evidencia basada en la estructura interna.

El Factor 1 Interacción negativa trabajo-familia está integrado por ocho reactivos, agrupa a los ítems que reflejan cómo las demandas laborales interfieren negativamente en la vida familiar. Las cargas factoriales elevadas indican una adecuada representación del constructo. Los hallazgos permiten inferir que los docentes universitarios experimentan condiciones como sobrecarga laboral, limitaciones de

tiempo para la familia y transferencia de estrés del trabajo al hogar, lo cual coincide con lo señalado por Muñoz et al. (2022) y Romero Carballo (2019) con respecto a la multiplicidad de funciones académicas (docencia, investigación y gestión) que incrementan las exigencias laborales. Asimismo, este resultado es congruente con el modelo de conflicto trabajo-familia propuesto por Carlotto y Gonçalves (2024), quienes identificaron que las demandas académicas intensifican la interferencia del trabajo sobre la vida familiar en docentes universitarios.

El Factor 2 Interacción positiva trabajo-familia, compuesto por cuatro reactivos, representa el efecto enriquecedor del trabajo sobre la familia. Las cargas factoriales adecuadas respaldan su validez. Se observa que el trabajo no sólo genera tensiones, sino también experiencias y recursos que pueden trasladarse al ámbito familiar, tales como satisfacción personal, estabilidad económica y desarrollo personal, lo cual es consistente con la noción de que las experiencias en un dominio pueden influir favorablemente en el otro (Frone et al., 1992; Geurts et al., 2005). Este hallazgo permite ampliar la comprensión del fenómeno al evidenciar que, aún en contextos de alta demanda laboral como el académico, no todas las interacciones son negativas, sino que también pueden contribuir al bienestar.

Con respecto al Factor 3 Interacción positiva familia-trabajo, se conformó por cuatro reactivos, reflejando la influencia positiva del ámbito familiar sobre el desempeño laboral. Las cargas factoriales moderadas a altas indican una adecuada representación. Este resultado destaca el papel del apoyo familiar como recurso psicosocial relevante para el profesorado, favoreciendo la motivación, la estabilidad emocional y el desempeño laboral. Lo anterior se vincula con lo expuesto por Gutiérrez y Reyes (2016) y Torres-Guzmán et al. (2023), y respecto a la importancia del entorno familiar en la regulación del estrés y en la capacidad de los docentes para afrontar las exigencias laborales particularmente en contextos donde la doble presencia y la acumulación de roles incrementa el desgaste.

El último Factor 4 Interacción negativa familia-trabajo, se integra de tres reactivos, los cuales representan la interferencia de las demandas familiares en el trabajo. Aunque presenta cargas aceptables, es el factor menos robusto del modelo. Este resultado puede interpretarse considerando que, si bien las responsabilidades familiares influyen en el ámbito laboral, en el caso del profesorado universitario las presiones laborales tienden a tener un mayor peso estructural, lo cual ha sido señalado en estudios previos sobre la intensificación del trabajo académico.

No obstante, su inclusión resulta fundamental para mantener la lógica bidireccional del modelo teórico (Frone et al., 1992), confirmando que la interacción trabajo-familia no es unidireccional, sino un proceso recíproco. Asimismo, se confirma que las direcciones trabajo-familia y familia-trabajo constituyen dimensiones independientes, reforzando la estructura bidimensional del modelo teórico. El análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura de cuatro factores, diferenciando la interacción trabajo-familia en función de su dirección y valencia.

Este resultado confirma empíricamente la propuesta teórica revisada, donde se plantea que el trabajo y familia son esferas interdependientes que pueden generar tanto conflictos como recrecimiento

(Geurts et al., 2005). En el caso específico de los docentes universitarios los resultados adquieren especial relevancia, ya que reflejan las condiciones laborales descritas previamente, caracterizadas por sobrecarga, multifuncionalidad y demandas institucionales elevadas, las cuales inciden directamente a la interacción entre ambos ámbitos (Martínez et al., 2011; Torres-Guzmán et al., 2023).

En relación con los índices de ajuste CFI = .952 y TLI .944 muestran valores superiores al criterio mínimo aceptable de .90 e incluso cercanos al umbral más estricto de .95. Por otro lado, el RMSEA = .581 se encuentra dentro del rango considerado como ajuste aceptable ($\leq .08$). Los resultados del AFC permiten concluir que el cuestionario de Interacción trabajo-familia presenta un ajuste global adecuado. con evidencia suficiente de validez de constructo en la muestra de docentes universitarios, aunque el estadístico chi cuadrada resulta significativo, los índices CFI, TLI y RMSEA respaldan la pertinencia del modelo teórico. por lo que puede considerarse una herramienta válida para evaluar esta variable en el contexto de los docentes universitarios de nivel superior.

En conjunto, los hallazgos confirman que el instrumento cuenta con evidencia sólida y de validez estructural y confiabilidad, lo que respalda su uso para evaluar la interacción trabajo-familia en el contexto de educación superior.

Finalmente se concluye que el Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia (SWING) en su versión adaptada al español por Moreno Jiménez et al. (2009) presenta evidencias psicométricas adecuadas para su aplicación e interpretación en docentes universitarios de nivel superior. Al contrastar la versión original y la versión validada para docentes se encontró que las evidencias del análisis confirmatorio muestran mejores índices de ajuste. Los resultados obtenidos permitieron conservar 20 de los 22 reactivos originales, manteniendo la estructura conceptual, dirección y valencia propuestas por los autores, asimismo, la estructura factorial mostró una configuración similar a la escala original, presentando incluso índices de ajuste más favorables, lo que respalda la validez del instrumento para evaluar la interacción trabajo-familia en este contexto.

No obstante, se recomienda que futuras investigaciones continúen aportando evidencias de validez del instrumento en diferentes contextos educativos y poblaciones, con el propósito de fortalecer su validez externa y capacidad de generalización. Asimismo, resulta pertinente analizar la invariancia factorial en función de variables sociodemográficas y laborales, tales como sexo, edad, antigüedad y tipo de contratación, a fin de verificar la estabilidad de la estructura factorial entre distintos grupos. Finalmente, se sugiere realizar estudios que aporten evidencias adicionales de validez convergente, discriminante y predictiva, con algunas otras variables como satisfacción laboral, bienestar y calidad de vida entre otros.

Nota: Los resultados de esta investigación forman parte de un estudio de doctorado en proceso; se precisa que no han sido publicados previamente ni serán utilizados en la tesis correspondiente.

Referencias

- Allen, T. D., French, K. A., Dumani, S. y Shockley, K. M. (2020). Un examen meta-analítico transnacional de predictores y resultados asociados con el conflicto trabajo-familia. *Journal of Applied Psychology*, 105(6), 539-576. <https://doi.org/10.1037/apl0000442>
- American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education. (2018). *Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas*. American Educational Research Association.
- Ato, M., López-García, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Betanzos Diaz, N. y Paz Rodríguez, F. (2012). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia Nijmegen (SWING) en empleados de Cuernavaca, Morelos, México. *Ciencia & Trabajo*, 14(44), 180-184.
- Campo-Arias, A., Herazo, E. y Oviedo, H.C. (2012). Análisis de factores: Fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(3), 659-671. [https://doi.org/10.1016/S0034-7450\(14\)60036-6](https://doi.org/10.1016/S0034-7450(14)60036-6)
- Cardoso Junior, C. A. S. y Corrêa de Mattos, C. A. (2024). Leadership and work-family conflicts: a study in higher education from the leaders-member-exchange point of view. *Revista GUAL*, (17)1, 181-202. <https://doi.org/10.5007/1983-4535.2024.e95327>
- Carlotto, M. S. y Gonçalves Câmara, S. (2024). Interacción Trabajo-Familia en profesores universitarios brasileños. *RAES - Revista Argentina De Educación Superior*, 28(16), 108-121. <https://revistas.untref.edu.ar/index.php/raes/article/view/1826>
- Cota Beltran, J. M., Ochoa Avila, E. y Cárdenas, G. M. (2023). Work-family relationship and job performance in university teachers in southern Sonora. *Educal*, 4(3), 99-121. <https://doi.org/10.25115/kasp.v4i3.8616>
- Frone, M. R., Russell, M. y Cooper, M. L. (1992). Antecedentes y consecuencias del conflicto trabajo-familia: Prueba de un modelo de interfaz trabajo-familia, *Journal of Applied Psychology*, 77(1), 65-78. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.1.65>
- Geurts, S. A. E., Taris, T. W., Kompier, M. A. J., Dikkers, J. S. E., Van Hooff, M. L.M. y Kinnunen, U. M. (2005). Work-home interaction from work psychological perspective: Development and validation of a new questionnaire, the SWING. *Work & Stress*, 19(4); 319-339. <https://doi.org/10.1080/02678370500410208>
- Gutiérrez, C. P. E. y Reyes, O. K. L. (2016). Perspectivas de la interacción trabajo-familia en docentes de instituciones públicas. *Revista Psicoespacios*, 10(17), 111-126. <https://doi.org/10.25057/21452776.806>
- Huyghebaert-Zouaghi, T., Morin, A. J., Fernet, C., Austin, S. y Gillet, N. (2022). Longitudinal profiles of work-family interface: Their individual and organizational predictors, personal and work outcomes, and implications for onsite and remote workers. *Journal of Vocational Behavior*, 134; 1-53. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2022.103695>
- Latief, O. K., Eshak, E. S., Mahfouz, E. M., Iso, H., Yatsuya, H., Sameh, E. M., Ghazawy, E. R., Emam, S. A. y Hassan, E. E. (2022). A comparative study of the work-family conflicts prevalence, their sociodemographic, family, and work attributes, and their relation to the self-reported health status in Japanese and Egyptian civil workers. *BMC Public Health*, 22, 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-13924-0>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and up-dated. *Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lolín Parraga, G. A. y García Ramírez, E. M. (2026). Doble presencia laboral (conflicto trabajo-familia) en la docencia universitaria: revisión bibliométrica 2010-2025. *Revista InveCom*, 6(3), 1-11. <https://doi.org/10.5281/zenodo.17518425>
- Martínez, A. S., Méndez, R. I. y Murata, C. (2011). Becas, estímulos y sus consecuencias sobre el trabajo y la salud de docentes universitarios. *Reencuentro: Estudios sobre educación*, 61, 57-70. <https://reencuentro.xoc.uam.mx/index.php/reencuentro/article/view/775/775>
- Martínez, A. M. R., Hernández, L. M. J. y Hernández, L. M. V. (2014). *Psicometría*. Alianza Editorial.
- Moreno-Jiménez, B., Sanz-Vergel, A. I., Rodríguez-Muñoz, A. y Geurts, S. (2009). Propiedades psicométricas de la versión española del Cuestionario de Interacción Trabajo-Familia (SWING). *Psicothema*, 21(2), 331-337. <https://www.psicothema.com/pii?pii=3635>
- Muñoz, M. D., Montero, C., Matabanchoy, S. y Zambrano, C. (2022). Calidad de vida en el trabajo en docentes universitarios. *Revista Boletín Redipe*, 11(6), 120-134. <https://doi.org/10.36260/rbr.v11i6.1841>
- Palomares Cantero, J. M. y Llanos Reynoso, L. F. (2024). Balance entre familia y trabajo en el académico universitario: perspectiva bioética personalista. *Gestión y estrategia*, (65), 61-72. <https://doi.org/10.24275/uam/azc/dcsh/gye/2024n65/Palomares>
- Romero Carballo, M. P. (2019). Condiciones de trabajo y configuración del sentido de la profesión académica en profesores universitarios colombianos. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(2), 267-279. <http://www.doi.org/10.14718/ACP.2019.22.2.13>
- Sobra, F., Dias-Oliveira, E., Morais, C. y Hodgson, J. (2025) Blurred boundaries: exploring the influence of work-life and life-work conflicts on university teachers' health, work results, and willingness to teleworking. *Frontiers in Education*, 9, 1512536. <https://doi.org/10.3389/educ.2024.1512536>
- Torres-Guzman, N., Pacheco-Lupercio, F. y Salazar-Vintimilla, A.C. (2023), Conciliación trabajo-familia: las académicas y la construcción social del género. *Millcayac X* 10(18), 1-9. <https://revistas.uncu.edu.ar/ojs3/index.php/millca-digital/article/view/6276>
- Vitória, B. A., Ribeiro, M. T. y Carvalho, V. S. (2022). The work-family interface and the COVID-19 pandemic: A systematic review. *Frontiers Psychology*, 13, 914474. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.914474>



PRÁCTICAS PARENTALES Y SALUD ESPIRITUAL COMO PREDICTORES DEL BIENESTAR PSICOLÓGICO EN ADOLESCENTES MEXICANOS

PARENTAL PRACTICES AND SPIRITUAL HEALTH AS PREDICTORS OF PSYCHOLOGICAL WELL-BEING IN MEXICAN ADOLESCENTS

Josué Maya Martínez¹, Jorge Luis Vivas Ramírez², Isaac Juan Levi Morazán Casaux³

Recibido: 8 de mayo de 2026; Revisado: 1 de junio de 2026; Aceptado: 8 de junio de 2026

Para citar este artículo:

Maya Martínez, J., Vivas Ramírez, J. L. y Morazán Casaux, I. J. L. (2026). Prácticas parentales y salud espiritual como predictores del bienestar psicológico en adolescentes mexicanos. *PsicoSophia*, 8(1), 45–62. <https://doi.org/10.37354/rpsiso.2026.8.1.062>

RESUMEN

El propósito de este estudio fue determinar el poder predictivo de las prácticas parentales y la salud espiritual sobre el bienestar psicológico en adolescentes de una preparatoria de Montemorelos, Nuevo León, México. Se utilizó un enfoque cuantitativo con diseño no experimental, transversal y correlacional de alcance predictivo. La muestra estuvo conformada por 179 estudiantes seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. Para el análisis de los datos se empleó regresión lineal múltiple con el método de introducción simultánea (enter). Los resultados indicaron que el modelo final fue estadísticamente significativo ($F_{(12,166)} = 5.04, p < .01$) explicando el 27% de la varianza del bienestar psicológico ($R^2 = .27$). En el modelo final, los predictores significativos fueron el control conductual materno ($\beta = .18, p < .02$) y la relación con uno mismo en la salud espiritual ($\beta = .23, p < .01$). El resto de las dimensiones no mostró contribuciones independientes significativas. Se concluye que el bienestar psicológico en adolescentes se asocia con la interacción entre factores familiares y recursos intrapersonales, destacando la relevancia de la supervisión parental y del autoconocimiento en esta etapa del desarrollo. Estos hallazgos aportan evidencia empírica para la comprensión del bienestar adolescente desde un enfoque integrador.

Palabras clave: prácticas parentales, salud espiritual, bienestar psicológico, adolescentes

ABSTRACT

The purpose of this study was to determine the predictive power of parenting practices and spiritual health on psychological well-being among adolescents from a high school in Montemorelos, Nuevo León, México. A quantitative approach was employed using a non-experimental, cross-sectional correlational study

¹ Josué Manuel Maya Martínez, Catedrático, Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, josue.maya@um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0001-8680-4522>

² Jorge Luis Vivas Ramírez, estudiante de la Maestría en Terapia Familiar en la Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, 1130667@alumno.um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0004-7511-1175>

³ Isaac Juan Levi Morazán Casaux, estudiante de la Licenciatura en Psicología Clínica en la Universidad de Montemorelos, Nuevo León, México, 1220169@alumno.um.edu.mx, <https://orcid.org/0009-0008-6274-7173>

with predictive scope. The sample consisted of 179 students selected through non-probabilistic convenience sampling. Data were analyzed using multiple linear regression with the enter method. The results indicated that the model was statistically significant ($F_{(12, 166)} = 5.04, p < .01$) explaining 27% of the variance in psychological well-being ($R^2 = .27$). In the final model, the significant predictors were maternal behavioral control ($\beta = .18, p < .02$) and the self-relationship dimension of spiritual health ($\beta = .23, p < .01$), while the remaining dimensions did not show significant independent contributions. These findings suggest that psychological well-being in adolescents is associated with the interaction between family-related factors and intrapersonal resources, highlighting the importance of parental supervision and self-understanding during this development stage. The study provides empirical evidence for understanding adolescent well-being from an integrative perspective.

Keywords: parenting practices, spiritual health, psychological well-being, adolescents

Introducción

La familia constituye el primer entorno de interacción en el que se establecen y fortalecen los vínculos afectivos entre sus miembros, desempeñando un papel fundamental en el desarrollo de los adolescentes (Guevara et al., 2021). Durante esta etapa, los jóvenes experimentan cambios significativos a nivel cognitivo, emocional y social, incluyendo el desarrollo de habilidades socioemocionales, la consolidación de la identidad y la capacidad para establecer relaciones interpersonales saludables. Estos procesos se encuentran fuertemente influenciados por el contexto familiar y social, lo que puede derivar en modificaciones en la conducta y en los procesos cognitivos (Readi, 2021).

En este contexto, el bienestar psicológico se posiciona como un indicador central del funcionamiento adaptativo en la adolescencia. Desde una perspectiva eudaimónica, el bienestar psicológico implica no solo satisfacción con la vida, sino también el desarrollo de capacidades personales, el sentido de propósito y la autorrealización (Arslan y Coşkun, 2020; Avedissian y Alayan, 2021). La evidencia reciente ha demostrado que el bienestar psicológico en adolescentes puede ser explicado por factores contextuales e interpersonales, particularmente aquellos vinculados al entorno familiar y a los recursos internos del individuo.

Prácticas parentales

El estudio de las prácticas parentales se centra en las conductas específicas que los padres implementan para influir en el desarrollo de sus hijos en ámbitos emocionales, sociales y conductuales (Segura et al., 2011). De acuerdo con el modelo propuesto por Darling y Steinberg (1993), estas prácticas representan los mecanismos a través de los cuales los padres transmiten normas, valores y expectativas, diferenciándose de los estilos parentales, que corresponden a marcos actitudinales más amplios.

Desde esta perspectiva, Betancourt y Andrade (2008) plantean que las prácticas parentales pueden analizarse a través de dimensiones específicas que permiten comprender su impacto en el desarrollo adolescente. En el caso de la figura materna, estas dimensiones incluyen la comunicación, entendida como el nivel de apertura y diálogo; la autonomía, que implica el fomento de la independencia;

el control conductual, relacionado con la supervisión y establecimiento de normas; la imposición, asociada a formas de control rígido; y el control psicológico, que involucra estrategias de manipulación emocional. Para la figura paterna, se consideran dimensiones similares, con la particularidad de que la comunicación y el control conductual se integran en una sola categoría.

Estas dimensiones no solo describen la interacción familiar, sino que permiten analizar cómo distintas formas de parentalidad influyen de manera diferenciada en el desarrollo psicológico. En este sentido, investigaciones recientes han demostrado que las prácticas parentales no sólo se relacionan, sino que predicen el ajuste psicológico en adolescentes, influyendo en variables como el bienestar, la regulación emocional y la presencia de sintomatología internalizante (Bautista-Díaz et al., 2020; Castro et al., 2022; González-Fuentes y Andrade-Palos, 2021).

Particularmente, se ha encontrado que dimensiones como la autonomía y el control conductual favorecen el desarrollo de competencias emocionales y sociales, mientras que formas de control más restrictivas o intrusivas pueden afectar negativamente el psicológico. En esta línea, Quintal y Flores (2020) evidenciaron que las prácticas parentales predicen significativamente el bienestar psicológico en adolescentes, destacando la importancia de analizar estas dimensiones de manera específica y no únicamente como un constructo global.

En conjunto, estos hallazgos sugieren que las prácticas parentales constituyen un factor clave en la explicación del bienestar psicológico, ya que influyen directamente en la forma en que los adolescentes desarrollan habilidades de afrontamiento, regulación emocional y construcción de su identidad.

Salud espiritual

La salud espiritual se ha consolidado como un componente fundamental del bienestar integral, al influir en la manera en que los individuos construyen significado, propósito y coherencia en sus vidas. Desde una perspectiva contemporánea, este constructo no se concibe como un estado estático, sino como un proceso dinámico que evoluciona a lo largo del tiempo y se expresa en la interacción del individuo consigo mismo, con los demás, con el entorno y con lo trascendente (Fisher, 1998, 2011).

El modelo de los dominios relacionales de Fisher (1998, 2011) propone que la espiritualidad se estructura en múltiples dimensiones interdependientes que reflejan la calidad de estas relaciones. En este sentido, la salud espiritual se entiende como un estado de equilibrio dinámico que integra la autocomprensión, la conexión interpersonal, la relación con el entorno y la vinculación con una realidad trascendente. Esta conceptualización coincide con el enfoque de Korniejczuk et al. (2020), quienes definen la salud espiritual como un estado de armonía con aquello que el individuo considera sagrado, consigo mismo, con los demás y con la naturaleza, implicando la vivencia de un propósito trascendente conforme a su sistema de creencias.

Desde una perspectiva operativa, Moroni et al. (2021) estructuran la salud espiritual en tres dimensiones principales. La primera corresponde a la relación con un ser supremo, la cual implica la conexión, confianza y sentido de guía que el individuo experimenta en su vínculo con una entidad

trascendente. Esta dimensión se asocia con la percepción de apoyo en situaciones adversas y con la construcción de significado en la vida.

La segunda dimensión es la relación con uno mismo, que hace referencia al nivel de autoconocimiento, coherencia interna y alineación con los propios valores. Esta dimensión favorece la integración de la identidad, la regulación emocional y la generación de bienestar interno.

Finalmente, la relación con el entorno implica el vínculo del individuo con los demás y con la naturaleza, expresado a través de actitudes de empatía, respeto, compasión y sentido de pertenencia. Esta dimensión contribuye al desarrollo de relaciones interpersonales saludables y a una percepción positiva del entorno.

Estas dimensiones permiten comprender la salud espiritual como un sistema integrado que influye en el funcionamiento psicológico del individuo. En este sentido, la evidencia empírica reciente ha mostrado que la salud espiritual no solo se relaciona, sino que predice indicadores de bienestar psicológico, incluyendo la satisfacción con la vida, la resiliencia y la regulación emocional en adolescentes (Elzamzamy et al., 2024; Lima et al., 2025). Asimismo, se ha encontrado que dimensiones como la relación con uno mismo y el sentido de propósito tienen un efecto significativo en la construcción del bienestar psicológico, al facilitar procesos de afrontamiento y adaptación ante situaciones de estrés.

En conjunto, estos hallazgos sugieren que la salud espiritual constituye un recurso intrapersonal relevante que contribuye a la explicación del bienestar psicológico, particularmente en etapas del desarrollo como la adolescencia, donde la construcción de identidad y significado adquiere un papel central.

Bienestar psicológico

El bienestar psicológico constituye un indicador central del funcionamiento adaptativo del individuo, particularmente durante la adolescencia, etapa en la que se consolidan procesos clave como la identidad, la regulación emocional y el establecimiento de metas personales. Desde la perspectiva eudaimónica propuesta por Carol Ryff (1989, 1995), el bienestar psicológico no se limita a la experiencia de emociones positivas, sino que implica el desarrollo óptimo del potencial humano y la autorrealización.

El modelo Ryff conceptualiza el bienestar psicológico como un constructo multidimensional integrado por seis dimensiones fundamentales. La autoaceptación hace referencia a una evaluación positiva de uno mismo, incluyendo la aceptación de fortalezas y limitaciones. La autonomía implica la capacidad de autorregulación y toma de decisiones independientes. El propósito en la vida se relaciona con la existencia de metas claras y sentido de dirección. El crecimiento personal alude a la percepción de desarrollo continuo y apertura a nuevas experiencias. El dominio del entorno se refiere a la capacidad para gestionar eficazmente las demandas del contexto, mientras que las relaciones positivas con otros reflejan la habilidad para establecer vínculos interpersonales saludables y significativos (Ryff, 1995).

Estas dimensiones permiten comprender el bienestar psicológico como un sistema integral que articula tanto aspectos intrapersonales como interpersonales del funcionamiento humano. En la

adolescencia, este constructo adquiere especial relevancia, ya que influye en la forma en que los jóvenes enfrentan los desafíos propios de esta etapa y desarrollan recursos para su adaptación (Avedissian y Alayan, 2021).

Desde una perspectiva contemporánea, el bienestar psicológico ha sido asociado con múltiples indicadores de ajuste positivo. Estudios recientes han evidenciado que niveles elevados de bienestar psicológico predicen una mejor regulación emocional, mayor resiliencia y menor probabilidad de conductas de riesgo en adolescentes (Arslan y Coşkun, 2020; Avedissian y Alayan, 2021). Por el contrario, niveles bajos de bienestar se han vinculado con dificultades emocionales y conductuales, incluyendo mayor vulnerabilidad al estrés, ansiedad y conductas problemáticas (González et al., 2020).

Asimismo, el bienestar psicológico no debe entenderse únicamente como la ausencia de psicopatología, sino como la presencia activa de recursos personales que favorecen el funcionamiento óptimo (Ryan y Deci, 2001). En este sentido, constituye una variable clave para comprender el desarrollo adolescente, ya que integra dimensiones relacionadas con la identidad, el sentido de vida y la calidad de las relaciones interpersonales (Ryff, 1989).

En el contexto del presente estudio, el bienestar psicológico se considera una variable dependiente que pueda ser explicada por factores contextuales e interpersonales, tales como las prácticas parentales y la salud espiritual, lo que permite analizar de manera integral los procesos que contribuyen al desarrollo positivo en la adolescencia (Arslan y Coşkun, 2020).

Relación de las variables

Prácticas parentales y bienestar psicológico

Estudios recientes indican que la percepción de las prácticas parentales constituye un factor relevante en la explicación del funcionamiento psicológico de los adolescentes. En este sentido, se ha evidenciado que las prácticas parentales predicen el ajuste psicológico, mostrando que percepciones más positivas de la crianza se asocia con un mejor desarrollo emocional y social en esta etapa (Castro et al., 2022; González-Fuentes y Andrade Palos, 2021; Ruiz et al., 2020).

De manera complementaria, diversos estudios han demostrado que las prácticas parentales influyen en el bienestar psicológico de los adolescentes, afectando particularmente el desarrollo de habilidades sociales y la adaptación a las demandas evolutivas propias de la adolescencia (Bautista-Díaz et al., 2020; Carrasco y García, 2022; Espinosa et al., 2020). Estos hallazgos sugieren que la forma en que los adolescentes perciben las prácticas de crianza no solo se relaciona con su ajuste emocional, sino que constituye un elemento explicativo de su funcionamiento psicológico.

En línea con lo anterior, Cordero-López y Calventus (2022), en su investigación sobre modelos predictivos del bienestar adolescente, evidenciaron que los estilos y prácticas parentales predicen de manera significativa el bienestar subjetivo y psicológico, destacando su papel como variables explicativas dentro del desarrollo positivo en la adolescencia.

Por su parte, Quintal y Flores (2020), al analizar una muestra de estudiantes de bachillerato

en México, encontraron que la percepción de las prácticas parentales predice el bienestar psicológico, observando una relación positiva particularmente en la crianza paterna. Los autores concluyen que la percepción de la crianza constituye un factor relevante en la explicación del bienestar psicológico en adolescentes.

Salud espiritual y bienestar psicológico

La evidencia empírica reciente indica que la salud espiritual constituye un factor relevante en la explicación del bienestar psicológico en la adolescencia. Diversos estudios han documentado que las dimensiones espirituales se asocian positivamente con mayores niveles de bienestar, sugiriendo su papel como recurso protector en el desarrollo juvenil (Nimmi et al., 2021; Shroff et al., 2023).

En este sentido, Alarcón (2023) señala que los adolescentes con una vinculación espiritual sólida tienden a presentar niveles superiores de bienestar psicológico y emocional. Estos hallazgos permiten inferir que la espiritualidad no solo se relaciona con el bienestar, sino que contribuye a explicarlo, al funcionar como un recurso interno que favorece la estabilidad afectiva durante esta etapa del desarrollo.

De manera complementaria, la literatura ha mostrado que las creencias espirituales predicen aspectos clave del funcionamiento psicológico. Hardy et al. (2019) encontraron que la espiritualidad actúa como un predictor positivo de la orientación hacia metas vitales, facilitando el desarrollo de estrategias más efectivas de afrontamiento y una mayor claridad en el establecimiento de propósitos personales.

En la misma línea, Oñate et al. (2022) evidenciaron que los adolescentes que integran la dimensión espiritual en la construcción de su propósito de vida presentan mayores niveles de bienestar subjetivo. Este proceso contribuye a dotar de significado la experiencia vital, fortaleciendo el equilibrio emocional y promoviendo un funcionamiento psicológico más adaptativo.

Finalmente, Torres et al. (2020) reportan que la estabilidad emocional asociada a la espiritualidad predice niveles más elevados de bienestar psicológico en adolescentes. En conjunto, estos hallazgos respaldan la idea de que la salud espiritual opera como un recurso explicativo clave del bienestar psicológico, al fortalecer la capacidad de un afrontamiento ante estresores y favorecer una interacción más funcional con el entorno.

En consecuencia, el objetivo del presente estudio fue determinar si las prácticas parentales y la salud espiritual predicen significativamente el bienestar psicológico en adolescentes de preparatorias de Montemorelos, Nuevo León.

Metodología

La presente investigación se desarrolló bajo un enfoque cuantitativo, con un diseño no experimental, transversal y correlacional de alcance predictivo.

La población del estudio estuvo conformada por 230 adolescentes inscritos en una preparatoria pública ubicada en Montemorelos, Nuevo León, México. La muestra final estuvo integrada por 179

estudiantes, cuya participación fue completamente voluntaria y estuvo condicionada a la entrega del consentimiento informado firmado por los padres o tutores, así como del asentimiento informado por parte de los propios adolescentes, dado que se trata de una población menor de edad.

Se utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia, seleccionando a los participantes disponibles que aceptaron colaborar en el estudio. Inicialmente se aplicaron 190 cuestionarios; sin embargo, 11 fueron excluidos debido a inconsistencias o datos incompletos, resultando en una muestra final de 179 participantes válidos para el análisis.

En cuanto a la edad, los participantes presentaron una media de 16.13 años, con un rango de 15 a 19 años. Respecto al sexo, el 55.87% corresponde a hombres ($n = 100$) y el 44.13% a mujeres ($n = 79$). En relación con la afiliación religiosa, el 40.22% ($n = 72$) de los participantes se identificó como católico, el 33.52% ($n = 60$) indicó no profesar ninguna religión, el 13.41% ($n = 24$) se identificó como cristiano, el 11.17% ($n = 20$) como adventista del séptimo día y el 1.68% ($n = 3$) reportó otra afiliación religiosa.

En cuanto al estado civil de los padres o tutores responsables, el 41.34% ($n = 74$) reportó que estaban casados, el 26.82% ($n = 48$) separados, el 20.67% ($n = 37$) divorciados y el 11.17% ($n = 20$) indicó otra condición.

Respecto a la convivencia familiar, el 41.34% ($n = 74$) de los participantes vivía solo con la madre, el 38.55% ($n = 69$) con ambos padres, el 10.61% ($n = 19$) reportó otras formas de convivencia y el 9.50% ($n = 17$) vivía solo con el padre.

Instrumentos

Prácticas parentales

Para la evaluación de las prácticas parentales, se utilizó la escala adaptada por Steger y Hilt (2023), la cual mide las percepciones de los adolescentes sobre los comportamientos parentales recibidos, diferenciando las figuras materna y paterna. Esta versión corresponde a una forma abreviada y validada derivada de la escala original propuesta por Betancourt y Andrade (2008).

El instrumento está conformado por 32 ítems, distribuidos en dos subescalas: prácticas maternas (15 ítems) y prácticas paternas (17 ítems). A su vez, éstas se organizan en cinco dimensiones para la figura materna y cuatro para la figura paterna, de acuerdo con el modelo teórico propuesto por los autores. Las respuestas se registran mediante una escala tipo Likert de cuatro puntos que oscila entre “nunca” (1) y “siempre” (4).

En cuanto a sus propiedades psicométricas, estudios previos han reportado adecuados niveles de consistencia interna y validez estructural mediante análisis factorial confirmatorio y modelamiento de ecuaciones estructurales (Steger y Hilt, 2023).

En la presente muestra, la subescala de prácticas parentales maternas mostró una adecuada consistencia interna ($\alpha = .83$), mientras que la subescala de prácticas parentales paternas presentó un nivel excelente ($\alpha = .90$). En relación con las dimensiones, los coeficientes alfa oscilaron entre .60 y .83 para las prácticas parentales maternas, y entre .81 y .91 para las prácticas parentales paternas.

Salud espiritual

Para la medición de la salud espiritual, se utilizó la versión abreviada de 21 ítems de la Escala de Salud Espiritual de la Universidad de Montemorelos (ESE-UM), validada por Olmedo Espinosa et al. (2024), a partir del instrumento original de Korniejczuk et al. (2020).

La escala está compuesta por tres dimensiones: relación con un Ser supremo, relación con uno mismo y relación con el entorno. Las respuestas se registran mediante una escala tipo Likert de cinco puntos, que oscila entre *nunca* (0) y *siempre* (4).

En cuanto a sus propiedades psicométricas, el estudio de validación reportó una adecuada validez factorial, evidenciada por un índice KMO de .94 y una prueba de esfericidad de Bartlett significativa ($p < .001$). Asimismo, se obtuvieron coeficientes omega de McDonald superiores a .80 en las tres dimensiones, lo que indica una adecuada consistencia interna (Olmedo Espinosa et al., 2024).

En la presente muestra, la escala mostró un nivel excelente de consistencia interna ($\alpha = .93$). De igual forma, las dimensiones presentaron coeficientes elevados: relación con un ser supremo ($\alpha = .91$), relación con uno mismo ($\alpha = .90$) y relación con el entorno ($\alpha = .84$).

Bienestar psicológico

Para la medición del bienestar psicológico, se utilizó la versión estandarizada de la Escala de Bienestar Psicológico de 29 ítems, desarrollada por Díaz et al. (2006). Esta corresponde a una adaptación al español de la revisión propuesta por Van Dierendonck (2004) del instrumento original de Ryff (1989), el cual se fundamenta en un modelo multidimensional compuesto por seis dimensiones: autoaceptación, relaciones positivas con otras personas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal.

La escala está conformada por 29 ítems con un formato de respuesta tipo Likert de seis puntos, que oscila entre *totalmente en desacuerdo* (1) y *totalmente de acuerdo* (6).

En estudios previos, se han reportado adecuados niveles de consistencia interna en las subescalas, con coeficientes alfa que oscilan entre .68 y .83, así como un coeficiente global de .92, lo que respalda la fiabilidad del instrumento (Díaz et al., 2006).

En la presente muestra, la escala mostró una adecuada consistencia interna, con un coeficiente de alfa de Cronbach de .83

Resultados

Análisis descriptivos

En el constructo de prácticas parentales maternas ($M = 3.01$), se observaron niveles intermedios en la percepción de estas prácticas en la muestra. De manera similar, las prácticas parentales paternas ($M = 3.06$) también reflejaron niveles intermedios, aunque con valores ligeramente superiores en comparación con las maternas.

En relación con la salud espiritual ($M = 2.38$), los resultados sugieren niveles intermedios dentro de la escala utilizada. Por su parte, el bienestar psicológico ($M = 4.07$) evidenció niveles moderadamente altos en los participantes.

Como se muestra en la Tabla 1, todos los constructos presentan adecuados niveles de consistencia interna, con coeficientes alfa de Cronbach superiores a .80, lo que indica una confiabilidad satisfactoria de las escalas utilizadas. Asimismo, se observa que el bienestar psicológico presenta la media más alta, mientras que la salud espiritual muestra la media más baja en comparación con los demás constructos.

En cuanto a la dispersión de los datos, las desviaciones estándar indican niveles de variabilidad bajos a moderados en la mayoría de los constructos, particularmente en las prácticas parentales maternas ($DE = 0.49$), lo que sugiere respuestas relativamente homogéneas. Por otro lado, la salud espiritual ($DE = 0.83$) presentó una mayor variabilidad, indicando una mayor heterogeneidad en las respuestas de los participantes en este constructo.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de los constructos

Constructo	M	DE	Alfa de Cronbach
Prácticas parentales maternas	3.01	0.49	0.83
Prácticas parentales paternas	3.06	0.61	0.90
Salud espiritual	2.38	0.83	0.93
Bienestar psicológico	4.07	0.60	0.83

En relación con las dimensiones de las prácticas parentales y la salud espiritual, los resultados se presentan en la Tabla 2. En las prácticas parentales maternas, el control conductual ($M = 3.38$) y el control psicológico ($M = 3.34$) mostraron las medias más altas, mientras que la comunicación ($M = 2.65$) presentó el valor más bajo. En las prácticas parentales paternas, el control psicológico ($M = 3.59$) y la imposición ($M = 3.24$) registraron las medias más elevadas, en contraste con la dimensión de comunicación y control conductual ($M = 2.63$), que presentó el valor más bajo.

En cuanto a la salud espiritual, la relación con el entorno ($M = 2.79$) mostró la media más alta, seguida de la relación con uno mismo ($M = 2.44$), mientras que la relación con un ser supremo ($M = 1.97$) presentó la media más baja.

Como se observa en la Tabla 2, la mayoría de las dimensiones presentaron adecuados niveles de consistencia interna, con coeficientes alfa de Cronbach superiores a .70, lo que indica una confiabilidad aceptable a alta de las subescalas. No obstante, la dimensión de imposición materna ($\alpha = .60$) mostró un nivel menor de consistencia interna en comparación con las demás.

En cuanto a la dispersión de los datos, las desviaciones estándar reflejan niveles de variabilidad moderados en la mayoría de las dimensiones. Sin embargo, algunas dimensiones, como la relación con un

ser supremo ($DE = 1.10$) y la relación con uno mismo ($DE = 1.00$), evidencian una mayor dispersión, lo que sugiere una mayor heterogeneidad en las respuestas de los participantes en estos aspectos.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos de las dimensiones

Dimensión	M	DE	Alfa de Cronbach
Prácticas parentales maternas			
Comunicación	2.65	0.75	0.76
Control conductual	3.38	0.68	0.68
Autonomía	2.89	0.76	0.77
Imposición	2.78	0.72	0.60
Control psicológico	3.34	0.77	0.83
Prácticas parentales paternas			
Control psicológico	3.59	0.61	0.89
Comunicación y control conductual	2.63	0.96	0.91
Imposición	3.24	0.79	0.81
Autonomía	2.81	0.93	0.89
Salud espiritual			
Relación con un Ser supremo	1.97	1.10	0.91
Relación con el entorno	2.79	0.86	0.84
Relación con uno mismo	2.44	1.00	0.91

Correlaciones

Se realizó un análisis de correlación de Pearson con el propósito de examinar las relaciones bivariadas entre el bienestar psicológico y las dimensiones de las prácticas parentales y la salud espiritual. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Los resultados indicaron que el bienestar psicológico se correlacionó de manera positiva y significativa con diversas dimensiones de las prácticas parentales maternas, incluyendo la comunicación ($r = .22, p < .01$), el control conductual ($r = .29, p < .01$), la autonomía ($r = .27, p < .01$) y el control psicológico ($r = .22, p < .01$). En contraste, la dimensión de imposición materna no mostró una correlación significativa con el bienestar psicológico ($r = .01, p = .91$)

Asimismo, se encontraron correlaciones positivas significativas con las dimensiones de las prácticas parentales paternas, tales como el control psicológico ($r = .25, p < .01$), la comunicación y control conductual ($r = .32, p < .01$), la imposición ($r = .22, p < .01$) y la autonomía ($r = .36, p < .01$).

En cuanto a la salud espiritual, el bienestar psicológico se correlacionó de manera positiva y significativa con la relación con el entorno ($r = .20, p < .01$) y con la relación con uno mismo ($r = .34, p < .01$).

.01). Sin embargo, la dimensión de relación con un ser supremo no mostró una correlación significativa con el bienestar psicológico ($r = .09$, $p = .22$).

En general, las correlaciones observadas fueron de magnitud baja a moderada.

Tabla 3

Correlaciones de Pearson entre el bienestar psicológico y las dimensiones de las prácticas parentales y la salud espiritual

Dimensión	<i>r</i>	<i>p</i>
Prácticas parentales maternas		
Comunicación	0.22	< .01
Control conductual	0.29	< .01
Autonomía	0.27	< .01
Imposición	0.01	.91
Control psicológico	0.22	< .01
Prácticas parentales paternas		
Control psicológico	0.25	< .01
Comunicación y control conductual	0.32	< .01
Imposición	0.22	< .01
Autonomía	0.36	< .01
Salud espiritual		
Relación con un Ser supremo	0.09	.22
Relación con el entorno	0.20	< .01
Relación con uno mismo	0.34	< .01

Nota. *r* = coeficiente de correlación de Pearson; *p* = nivel de significancia.

Análisis de regresión lineal múltiple

Con el propósito de evaluar el poder predictivo de las dimensiones de las prácticas parentales y la salud espiritual sobre el bienestar psicológico, se realizó un análisis de regresión lineal múltiple utilizando el método de introducción simultánea (enter). Los coeficientes correspondientes al modelo se presentan en la Tabla 4.

El modelo resultó estadísticamente significativo, $F_{(12, 166)} = 5.04$, $p < .01$, explicando el 27% de la varianza del bienestar psicológico ($R^2 = .27$). Al considerar el coeficiente de determinación ajustado fue de R^2 ajustado = .21, se observa una reducción en la varianza explicada al considerar el número de predictores incluidos en el modelo.

En cuanto a los predictores individuales, únicamente algunas dimensiones mostraron contribuciones significativas al modelo. En particular, el control conductual materno presentó una

asociación positiva significativa con el bienestar psicológico ($\beta = .18, p = .02$), así como la dimensión de relación con uno mismo de la salud espiritual ($\beta = .23, p = .01$).

Por el contrario, el resto de las dimensiones de las prácticas parentales y de salud espiritual no mostraron contribuciones estadísticamente significativas al modelo ($p < .05$), lo que sugiere que no todas las dimensiones de estos constructos aportan de manera relevante a la explicación del bienestar psicológico en la muestra estudiada.

En relación con los supuestos del modelo, el estadístico de Durbin-Watson (2.01) indicó independencia de los residuos. Asimismo, los valores de tolerancia y los factores de inflación de la varianza (VIF 2.5) evidenciaron ausencia de problemas de multicolinealidad entre los predictores.

Tabla 4

Coefficientes estadísticos del modelo de regresión

	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados			Coeficientes estandarizados	
	b	Error tip.	β	t	p	Tolerancia	VIF
M_0 (Constante)	4.07	0.05		90.46	< .01		
M_1 (Constante)	2.22	0.35		6.40	< .01		
Prácticas parentales maternas							
Comunicación	-0.04	0.08	-0.05	-0.56	.57	0.50	2.01
Control conductual	0.16	0.07	0.18	2.40	.02	0.74	1.34
Autonomía	-0.01	0.08	-0.02	-0.15	.88	0.43	2.31
Imposición	-0.05	0.06	-0.06	-0.71	.48	0.73	1.37
Control psicológico	0.05	0.08	0.06	0.66	.51	0.47	2.12
Prácticas parentales paternas							
Control psicológico	0.04	0.10	0.04	0.42	.68	0.45	2.24
Comunicación y control conductual	0.05	0.06	0.08	0.83	.41	0.43	2.33
Imposición	0.13	0.07	0.17	1.79	.07	0.52	1.93
Autonomía	0.09	0.06	0.14	1.40	.16	0.46	2.17
Salud espiritual							
Relación con un Ser supremo	-0.05	0.05	-0.09	-0.96	.34	0.54	1.85
Relación con el entorno	0.08	0.06	0.12	1.25	.21	0.52	1.92
Relación con uno mismo	0.14	0.05	0.23	2.52	.01	0.55	1.81

Nota. Variable dependiente: bienestar psicológico

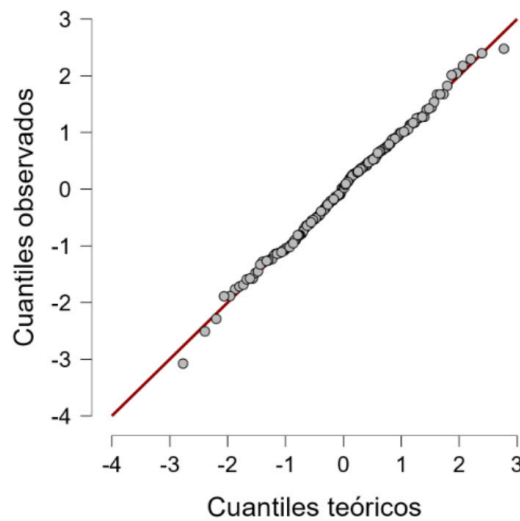
Evaluación de supuestos del modelo

Se verificaron los supuestos de la regresión lineal múltiple con el propósito de garantizar la validez de los resultados.

En relación con la normalidad de los residuos, se inspeccionó el gráfico de probabilidad normal (Q-Q plot). Como se observa en la Figura 1, los puntos se distribuyen cercanos a la línea diagonal, lo que indica un ajuste adecuado a la normalidad, con ligeras desviaciones en los extremos, consideradas aceptables en datos empíricos.

Figura 1

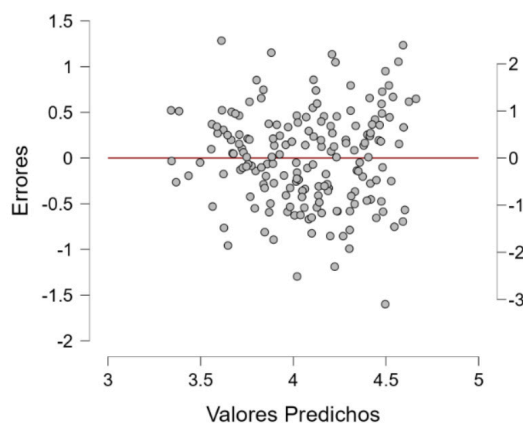
Gráfico de probabilidad normal (Q-Q plot) de los residuos estandarizados del modelo de regresión



El supuesto de homocedasticidad se evaluó mediante el gráfico de dispersión de los residuos estandarizados frente a los valores predichos. En la Figura 2, se observa una distribución aleatoria de los puntos alrededor de la línea horizontal en cero, sin patrones sistemáticos ni forma de embudo, lo que sugiere que la varianza de los errores se mantiene constante.

Figura 2

Gráfico de dispersión de los residuos estandarizados



Adicionalmente, se evaluó la presencia de valores atípicos mediante la inspección de los residuos estandarizados. No se identificaron casos con valores extremos ($|z| = 3$), observándose una distribución homogénea de los residuos, por lo que no fue necesario excluir ningún dato del análisis.

En cuanto a la independencia de los residuos, el estadístico Durbin-Watson obtenido en el modelo final fue de 2.01, valor que se encuentra dentro del rango aceptable (cerca de 2), indicando ausencia de autocorrelación.

Finalmente, la posible multicolinealidad entre los predictores se evaluó mediante los índices de tolerancia y el factor de inflación de la varianza (VIF). Los valores de VIF fueron inferiores a 2.5 y los niveles de tolerancia adecuados, lo que indica la ausencia de colinealidad significativa entre las variables predictoras.

Discusión

El propósito del presente estudio fue determinar el poder predictivo de las prácticas parentales y la salud espiritual sobre el bienestar psicológico en adolescentes mexicanos. Los resultados del análisis de regresión lineal múltiple indicaron que el modelo fue estadísticamente significativo, $F_{(12, 166)} = 5,04$, $p < .01$, explicando el 27% de la varianza del bienestar psicológico ($R^2 = .27$; R^2 ajustado = .21). Al convertir este valor a tamaño del efecto, se obtiene un $f^2 \approx .37$, lo cual corresponde a un efecto grande de acuerdo con los criterios establecidos por Cohen (1988). Este resultado es consistente con la naturaleza multifactorial del bienestar en la adolescencia, donde convergen factores contextuales e interpersonales (Arslan y Coşkun, 2020; Avedissian y Alayan, 2021; Moroni et al., 2023, Spytka, 2024).

A nivel específico, únicamente dos dimensiones emergieron como predictores significativos: el control conductual materno y la relación consigo mismo (dimensión de la salud espiritual). El control conductual materno ($\beta = .18$, $p = .02$) sugiere que la supervisión, el monitoreo y el establecimiento de límites por parte de la madre contribuyen positivamente al bienestar psicológico. Este hallazgo es congruente con el modelo de prácticas parentales de Betancourt y Andrade (2008), así como con planteamientos recientes que destacan la función del monitoreo parental como un andamiaje para la autorregulación y el ajuste psicológico (Steger y Hilt, 2023). En el contexto mexicano, donde la figura materna suele asumir un rol central en el cuidado cotidiano, estas prácticas pueden ser interpretadas por los adolescentes como expresión de apoyo y protección (Quintal y Flores, 2020).

Por su parte, la dimensión de relación con uno mismo ($\beta = .23$, $p = .01$) se posicionó como el predictor de mayor peso en el modelo, evidenciando la relevancia de los procesos intrapersonales en la explicación del bienestar psicológico. Este resultado se alinea con la perspectiva eudaimónica del bienestar propuesta por Ryff (1989), en la que la autoaceptación, el propósito vital y la coherencia interna constituyen pilares fundamentales del funcionamiento óptimo. Asimismo, coincide con el modelo de salud espiritual de Fisher (1998, 2011) y con lo planteado por Moroni et al (2021), quienes destacan que la relación con uno mismo implica autoconocimiento y alineación con valores personales, procesos especialmente relevantes durante la adolescencia como etapa de consolidación identitaria.

Un hallazgo particularmente relevante es la discrepancia observada entre los análisis bivariados y el modelo multivariado. Aunque diversas dimensiones de las prácticas parentales y de la salud espiritual mostraron correlaciones significativas con el bienestar psicológico, la mayoría perdió su capacidad explicativa al ser analizadas de manera conjunta. Este patrón no debe interpretarse como un problema de multicolinealidad, dado que los indicadores estadísticos (VIF 2.5 y niveles adecuados de tolerancia) evidencian independencia relativa entre los predictores. Más bien, este resultado puede explicarse por el efecto del control simultáneo de variables propio del modelo de regresión múltiple con método entero, en el cual cada predictor aporta únicamente su varianza única sobre la variable dependiente. En este sentido, la reducción de significancia refleja que varias de las dimensiones evaluadas comparten varianza explicativa común respecto al bienestar psicológico, la cual se atenúa al estimar sus efectos independientes dentro del modelo.

En este contexto, dimensiones como autonomía, comunicación o control psicológico podrían estar capturando aspectos interrelacionados de un constructo más amplio vinculado a la calidad de la interacción familiar, lo cual explica su pérdida significativa en el modelo global. Este resultado es consistente con el modelo de Darling y Steinberg (1993), quienes plantean que las prácticas parentales operan de manera integrada y no aislada, compartiendo varianza en la explicación del desarrollo adolescente.

Asimismo, destaca que la dimensión de relación con un ser supremo no mostró una contribución significativa al bienestar psicológico. Este resultado sugiere que, en la muestra estudiada, los componentes intrapersonales de la espiritualidad tienen mayor peso explicativo que los elementos trascendentales. Esta distinción coincide con evidencia reciente que señala que la espiritualidad internalizada tiende a ser más relevante para el bienestar en poblaciones jóvenes (Moroni et al., 2021; Fisher, 2011).

En conjunto, los hallazgos sugieren que el bienestar psicológico en la adolescencia se explica en mayor medida por la interacción entre factores familiares estructurantes y recursos internos de tipo identitario. No obstante, el modelo dejó un 73% de varianza sin explicar, lo que indica que la influencia de otros factores no considerados, tales como el contexto escolar, las relaciones con pares, variables socioeconómicas y características individuales como la resiliencia o las estrategias de afrontamiento.

Desde una perspectiva aplicada, estos resultados tienen implicaciones relevantes. Por un lado, refuerzan la importancia de promover prácticas parentales centradas en la supervisión estructurada y el establecimiento de límites claros, especialmente en contextos donde la figura materna desempeña un rol central. Por otro lado, subrayan la necesidad de incorporar en contextos educativos intervenciones orientadas al desarrollo del autoconocimiento, la reflexión personal y la construcción de sentido, favoreciendo así el fortalecimiento de la dimensión intrapersonal de la salud espiritual.

Finalmente, es importante reconocer algunas limitaciones del estudio. El diseño transversal impide establecer relaciones causales entre las variables, por lo que los resultados deben interpretarse en términos predictivos y no causales. Asimismo, el uso de un muestreo no probabilístico por conveniencia y la recolección de datos en una sola institución educativa limitan la generalización de los hallazgos. El uso de instrumentos de autorreporte también puede implicar sesgos asociados a la percepción subjetiva

y la deseabilidad social. Adicionalmente, aunque la mayoría de las dimensiones de los instrumentos utilizados mostraron niveles adecuados de consistencia interna, la dimensión de imposición materna presentó un coeficiente alfa de Cronbach de .60. Si bien este valor puede considerarse aceptable en algunas investigaciones exploratorias o en subescalas con pocos ítems, se encuentra por debajo del criterio convencional de .70, por lo que los resultados asociados a esta dimensión deben interpretarse con cautela.

En función de lo anterior, se sugiere que futuras investigaciones empleen diseños longitudinales que permitan analizar la evolución de estas variables a lo largo del tiempo, así como la inclusión de muestras más amplias y diversas. Asimismo, sería pertinente incorporar variables contextuales adicionales, como la influencia del grupo de pares o el entorno escolar, con el fin de construir modelos explicativos más integrales del bienestar psicológico en adolescentes.

Los resultados del presente estudio evidencian que el bienestar psicológico en adolescentes se explica, en parte, por la interacción entre factores familiares y recursos intrapersonales. En particular, el control conductual materno y la relación consigo mismo emergen como elementos clave en la predicción del bienestar, destacando la relevancia tanto de la estructura y supervisión parental como de los procesos de autoconocimiento y coherencia personal. Asimismo, se observa que no todas las dimensiones de las prácticas parentales y de la salud espiritual contribuyen de manera independiente, lo que sugiere la existencia de dinámicas interrelacionadas en la explicación del bienestar adolescente.

En conjunto, estos hallazgos aportan evidencia sobre la importancia de integrar enfoques familiares e interpersonales en la comprensión del desarrollo psicológico, al tiempo que subrayan la necesidad de continuar investigando otros factores contextuales y personales que contribuyan a una explicación más amplia del bienestar en esta etapa del ciclo vital.

Referencias

- Alarcón, E. (2023). Avanzando hacia el desarrollo íntegro de la persona: Aproximación al concepto de inteligencia espiritual. *Human Review: Revista Internacional de Humanidades*, 18(5), 1–9. <https://doi.org/10.37819/revhuman.v18i5.1659>
- Arslan, G. y Coşkun, M. (2020). Student subjective wellbeing, school functioning, and psychological adjustment in high school adolescents: A latent variable analysis. *Journal of Positive School Psychology*, 4(2), 153-164. <http://mail.journalppw.com/index.php/jpsp/article/view/117>
- Avedissian, T. y Alayan, N. (2021). Adolescent well-being: A concept analysis. *International Journal of Mental Health Nursing*, 30(2), 357-367. <https://doi.org/10.1111/inm.12833>
- Bautista-Díaz, M., Castelán-Olivares, A., Martín-Tovar, A., Franco-Paredes, K. y Mancilla-Díaz, J. (2020). Conductas alimentarias de riesgo, percepción de prácticas parentales y conducta asertiva en estudiantes de preparatoria. *Interacciones*, 6(3), e162. <https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.162>
- Betancourt, D. y Andrade, P. (2008). Prácticas parentales asociadas a los problemas internalizados y externalizados en adolescentes. En *La psicología social en México* (vol. XII, pp. 667–671).
- Carrasco, A. E. y García, D. C. (2022). Funcionalidad familiar y asertividad en estudiantes de educación general básica superior y bachillerato. *Ciencia Latina. Revista Científica Multidisciplinar*, 6(6), 10206-10223. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v6i6.4127
- Castro, E. V., Palacios, M. P., Calderón, I. D. M., González, E. y Rayme, O. A. (2022). Efectos de estilos de crianza sobre la depresión en adolescentes escolarizados de una muestra peruana. *Revista de Investigación en Psicología*, 25(2), 39-54. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v25i2.23811>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Cordero-López, B. y Calventus, J. S. (2022). Modelos predictivos del bienestar adolescente: Estilos y prácticas parentales. *Límite (Arica)*, 17. <https://revistalimite.uta.cl/index.php/limite/article/view/255>

- Darling, N. y Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. *Psychological Bulletin*, 113(3), 487-496. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.3.487>
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C. y Van Dierendonck, D. (2006). Adaptación española de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3255>
- Elzamzamy, K., Naveed, S. y Dell, M. L. (2024). Religion, spirituality, and pediatric mental health: A scoping review of research on religion and spirituality in the Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry from 2000 to 2023. *Frontiers in Psychiatry*, 15, 1472629. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2024.1472629>
- Espinosa, A. E., Mendoza, M. A. y Villalba, V. H. (2020). Prácticas parentales en la regulación emocional de adolescentes. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 23(1), 400-417. <https://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/75397>
- Fisher, J. (2011). El modelo de los cuatro dominios: Conectando espiritualidad, salud y bienestar. *Religions*, 2(1), 17-28. <https://doi.org/10.3390/rel2010017>
- Fisher, J. (1998). Salud espiritual: su naturaleza y lugar en el currículo escolar [Tesis doctoral, Universidad de Melbourne]. Repositorio institucional UM. <https://hdl.handle.net/11343/39206>
- González, J., González, V., Tena, R., Ortiz, D. y Salazar, J. (2020). Relación entre consumo de drogas y bienestar psicológico en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 23(1), 1-16. <https://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/75379>
- González-Fuentes, M. B. y Andrade-Palos, P. (2021). Percepción de prácticas parentales y ansiedad en adolescentes mexicanos. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 8(1), 54-59. <http://doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.1.5>
- Guevara, L., Pinzón, N. y Osorio, M. (2021). Comunicación asertiva entre padres y adolescentes. *Revista Estudios Psicológicos*, 1(4), 51-79. <https://doi.org/10.35622/j.rep.2021.04.003>
- Hardy, S. A., Nelson, J. M., Moore, J. P. y King, P. E. (2019). Processes of religious and spiritual influence in adolescence: A systematic review of 30 years of research. *Journal of Research on Adolescence*, 29(2), 254-275. <https://doi.org/10.1111/jora.12486>
- Korniejczuk, V. A., Moroni, C. M., Quiyono Escobar, E., Rodríguez Gómez, J., Valderrama Rincón, A., Charles Marcel, Z. L., Barriguete Meléndez, J. A. y Córdova Villalobos, J. Á. (2020). La salud espiritual, su evaluación y su papel en la obesidad, la diabetes mellitus y otras enfermedades crónicas no transmisibles. En J. M. Abdo, C. Aguilar, J. F. Allilaire, T. Barrientos, J. A. Barriguete, J. Baulieux, P. Casaubón, Z. L. Charles Marcel, J. A. Córdova, T. Corona, F. Cruz, M. E. De León, J. R. Enríquez, F. Pérez Galaz, A. González, E. Graue, G. Guerrero, L. M. Gutiérrez, S. Hercberg, J. Tapia (Eds.), *Nutrición, obesidad, BDM, HTA, dislipidemias, TCA, salud mental* (pp. 561-586). Producciones Sin Sentido Común.
- Lima, B. J., Okido, A. C. C., Looman, W. S., Eduardo, A. H. A., Silva-Rodrigues, F. M., Jardim, F. A. y Lima, R. A. G. (2025). Religious-spiritual coping among family members of children requiring continuous and complex care: A mixed-methods study. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 59, e20250143. <https://doi.org/10.1590/1980-220X-REEUSP-2025-0143en>
- Moroni, C., Covarrubias Quintero, Z. y Badilla Torres, R. (2023). Salud espiritual, agresividad y resiliencia en una muestra de jóvenes costarricenses. *South Florida Journal of Health*, 4(1) 45-60 <https://doi.org/10.46981/sfjhv4n1-005>
- Moroni, C. M., Olmedo Espinosa, L. A., Manzano González, M., Korniejczuk, V. A., Guerrero Jiménez, D. A., Quiyono Escobar, E. y Valderrama Rincón, A. (2021). Impact of spiritual health and family functioning on symptoms of depression and anxiety [Impacto de la salud espiritual y el funcionamiento familiar en los síntomas de depresión y ansiedad]. *Cogent Psychology*, 8(1). <https://doi.org/10.1080/23311908.2021.1980259>
- Nimmi, P. M., Binoy, A. K., Joseph, G. y Suma, R. (2021). Significance of developing spirituality among management students: Discerning the impact on psychological resources and wellbeing. *Journal of Applied Research in Higher Education*, 14(1), 317-331. <https://doi.org/10.1108/JARHE-10-2020-0372>
- Olmedo Espinosa, L. A., Flores Laguna, O. A. y Basurto Gutiérrez, K. S. (2024). Análisis exploratorio de una escala de medición de salud espiritual. *South Florida Journal of Health*, 5(4), e4778. <https://doi.org/10.46981/sfjhv5n4-006>
- Oñate, M. E., Mesurado, B. y Rodríguez, L. M. (2022). Análisis psicométrico de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias en adolescentes y jóvenes argentinos. *Actualidades en Psicología*, 36(133), 27-41. <https://doi.org/10.15517/ap.v36i133.47218>
- Quintal, G. A. y Flores, M. M. (2020). Prácticas parentales de crianza y bienestar psicológico en adolescentes. *Revista de Psicología de la Salud*, 8(1). <https://doi.org/10.21134/pssa.v8i1.666>
- Readi, R. Y. (2021). Estudio de caso: timidez en la adolescencia. *Avances en Psicología*, 29(1), 101-116. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2021.v29n1.2353>
- Ruiz, C. T., Jiménez, J., García, M., Flores, L. M. y Trejo, H. D. (2020). Factores del ambiente familiar predictores de depresión en adolescentes escolares: Análisis por sexo. *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*, 6(1), 104-122. <https://doi.org/10.22402/j.rdi.2020.197.104-122>
- Ryan, R. y Deci, E. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-166. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>
- 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>
- Ryff, C. D. (1995). Psychological well-being in adult life. *Current Directions in Psychological Science*, 4(4), 99-104. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep10772395>

- Segura, C., Vallejo, C., Osorno, M., Rojas, R. y Reyes, G. (2011). La Escala de Prácticas Parentales de Andrade y Betancourt en adolescentes veracruzanos. *Revista de Educación y Desarrollo*, 18, 67-73. https://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/anterioresdetalle.php?n=18
- Shroff, D. M., Breau, R., y von Suchodoletz, A. (2023). Understanding the association between spirituality and mental health outcomes in adolescents in two non-Western countries: Exploring self-control as a potential mediator. *Development and Psychopathology*, 35(4), 1434–1443. <https://doi.org/10.1017/S0954579421001334>
- Spytska, L. (2024). The impact of harmonious parent-child relationships on the development of psychological well-being and personality resilience: A qualitative study in healthcare professionals. *Interacciones*, 10, e427. <https://doi.org/10.24016/2024.v10.427>
- Steger, G. E. y Hilt, J. A. (2023). Validez y confiabilidad de la escala de prácticas parentales. *Revista Internacional de Estudios en Educación*, 23(1), 67-86. <https://doi.org/10.37354/riee.2022.231>
- Torres, A. C. V., Omena, R. B., Walfrido, A. R. L., Gorayeb, R. P. y Fernández, L. L. (2020). Religiosidad, espiritualidad y calidad de vida en familiares de pacientes de oncología pediátrica en un hospital de referencia en el noreste de Brasil. *Psicooncología*, 17(2), 273–291. <https://doi.org/10.5209/psic.69778>
- Van Dierendonck, D. (2004). The construct validity of Ryff's Scales of Psychological well-being and its extension with spiritual well-being. *Personality and Individual Differences*, 36(2), 629–643. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00122-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00122-3)



Guía para la presentación de artículos

La revista electrónica del Centro de Investigaciones en Psicología de la Universidad de Morelia es una publicación semestral que se ocupa principalmente de la divulgación de investigaciones originales llevadas a cabo en los diferentes programas educativos de la Facultad de Psicología. También publica reflexiones desde una cosmovisión de la iglesia adventista del Séptimo Día y reseñas de libros que son considerados significativos para la formación profesional de los psicólogos.

Los autores interesados en someter un artículo para su publicación en la revista deben prepararlo de acuerdo con el Manual de Publicaciones de APA (en su última edición), en lo que refiere a normas de presentación y estilo. Todos los artículos deben estar precedidos de un resumen de una longitud máxima de 1,400 caracteres o 250 palabras en español e inglés. No está reglamentada la extensión de un artículo. Más bien incide en la determinación de su longitud, la naturaleza y el valor de información de su contenido.

Los artículos publicados en la Revista son originales, razón por la cual las normas de procedimiento de la Revista no permiten que un autor someta simultáneamente un mismo artículo a más de una publicación. Por lo tanto, los autores deben enviar artículos inéditos y abstenerse de hacerlo con aquellos que hayan sido publicados anteriormente como un todo o en una proporción sustancial y deben consultar con los editores en aquellos casos en que ya exista alguna publicación parcial de datos sobre los que se basa el contenido del artículo que desean publicar.

Cada uno de los artículos sometidos es leído en forma independiente por dos o más asesores académicos, quienes recomiendan su publicación o no, sobre la base de su contribución a la comunidad académica y científica interesada en el desarrollo de la psicología. Los asesores tienen la facultad de sugerir ajustes, por lo cual el editor puede solicitar que los autores realicen una revisión de su trabajo antes de determinar su publicación. El editor se reserva el derecho de hacer las modificaciones que sean necesarias para mantener el estilo de la revista.

La Revista no realizará pagos a los autores por los trabajos que se publiquen. Igualmente, no percibirá pagos por parte de quienes someten sus artículos con miras a su publicación.

Al decidir enviar su artículo, los autores deben tomar en cuenta que los trabajos publicados por la Revista, fundamentalmente se clasifican en tres tipos: 1) estudios o investigaciones originales, contextualizadas y relevantes, 2) Reflexiones teórico filosóficas, 3) Reseñas o revisiones de libros que son considerados significativos para la formación profesional de psicólogos.

Los artículos deben incluir o acompañar los nombres completos de los autores y su afiliación institucional. Los autores deben proveer al editor la dirección postal y electrónica.

FORMATO DEL ARTÍCULO

NOTA: la redacción es respetando los lineamientos de APA en su última versión.

TÍTULO

TITLE

Nombre de autor ¹ , Nombre de autor ² , Nombre de autor ³ , Nombre de autor ⁴ , Nombre de autor ⁵

RESUMEN

Resumen no estructurado del estudio, aspectos sobresalientes. (En itálica, espacio sencillo, sangría de 5 espacios en todos los párrafos.

Palabras clave: palabra 1, palabra 2, palabra 3, palabra 4

ABSTRACT

Resumen del estudio, aspectos sobresalientes. (Tipe: italic, plane line, indentation, In whole paragraph.

Palabras claves: palabra 1, palabra 2, palabra 3, palabra 4

Nombres y apellidos, cargo que desempeña, lugar/universidad donde trabaja, ORCID y correo electrónico.

Introducción (primer nivel)

Aspectos contextuales y breve descripción del marco teórico. Todo el texto en Time New Roman 12, interlineado 1.15, sangría al primer renglón de cada párrafo de 5 espacios.

Subtítulo de segundo nivel

En caso de incluir subtítulos en una sección, estos serán centrados sin negrilla.

¹Nombre de autor 1, cargo o estudio, Institución de afiliación, estado, país, correo electrónico

²Nombre de autor 2, cargo o estudio, Institución de afiliación, estado, país, correo electrónico

³Nombre de autor 3, cargo o estudio, Institución de afiliación, estado, país, correo electrónico

⁴Nombre de autor 4, cargo o estudio, Institución de afiliación, estado, país, correo electrónico

⁵Nombre de autor 5, cargo o estudio, Institución de afiliación, estado, país, correo electrónico

Subtítulo de tercer nivel

Subtítulo de cuarto nivel. En caso de requerirse un tercer subtítulo dentro de una sección, estos serán cargados a la izquierda con negrilla.

Método

Especificar el tipo de estudio al que pertenece. Descripción clara de la muestra, seguido de la descripción de los instrumentos utilizados para realizar el estudio. Incluyendo el procedimiento que se siguió.

Resultados

Resultados obtenidos a través de los análisis estadísticos correspondientes según las variables. Datos descriptivos más los métodos estadísticos aplicados. Incluir tablas y gráficas (entre dos y cuatro) si es necesario.

Discusión

Explicación de los resultados a la luz del marco teórico

Conclusiones

Consideraciones finales de los hallazgos de la investigación.

Referencias

Todas las referencias deben estar apegadas al formato APA en su última edición.

Apéndices: solo si aplica.

NOTA: las publicaciones periódicas consultadas no deben ser mayores a cinco años; sólo entra como excepción la referencia de una fuente considerada como *clásica*. En la consulta de libros debe cuidarse no ser mayores a 10 años.



Facultad de Psicología

Universidad de Morelos

psicosophia.um.edu.mx