



Revista del Hospital Psiquiátrico de La Habana



Volumen 23 | Año 2026 | Publicación continua
ISSN: 0138-7103 | RNPS: 2030

Comunicación breve

Relaciones afectivas con chatbots de inteligencia artificial y bienestar psicológico en hombres y mujeres

Affective Relationships with Artificial Intelligence Chatbots and Psychological Well--Being in Men and Women

Dr. Sinuhé Estrada-Carmona¹  

Dra. Gabriela Isabel Pérez-Aranda¹ 

Dra. Liliana García-Reyes¹ 

Dr. Miguel Ángel Tuz Sierra¹ 

¹Facultad de Humanidades de la Universidad Autónoma de Campeche. Campeche, México

Recibido: 08/08/2026

Aceptado: 09/09/2026

Editor: Rolando Rodríguez Puga

Resumen

Introducción: los *chatbots* de inteligencia artificial participan en intercambios afectivos y romántico-sexuales, pero su relación con el bienestar psicológico sigue poco diferenciada.

Objetivos: Analizar la estructura interna de una medida de relaciones afectivas con *chatbots* y su asociación con el bienestar en hombres y mujeres.

Métodos: se realizó un estudio transversal, instrumental y correlacional con muestreo no probabilístico por conveniencia y bola de nieve en 881 personas adultas del sureste de México (448 hombres y 433 mujeres). La muestra se dividió para análisis factorial exploratorio ($n = 440$) y confirmatorio ($n = 441$). Se estimaron modelos de máxima verosimilitud, sensibilidad ordinal, confiabilidad, comparaciones y regresión jerárquica con errores estándar robustos frente a heterocedasticidad de tipo 3 (HC3).

Resultados: el modelo confirmatorio de cuatro factores superó los de tres y uno ($CFI = .971$; $TLI = .967$; $RMSEA = .047$; $SRMR = .041$). La sensibilidad ordinal mostró $CFI = .999$, $RMSEA = .026$ y $SRMR = .041$. Las subescalas presentaron $\alpha = .881-.891$ y $\omega = .881-.900$. La intimidad afectiva ($\beta = .198$) y la seguridad relacional ($\beta = .182$) se asociaron positivamente con el bienestar; la sustitución social, negativamente ($\beta = -.329$); el involucramiento romántico-sexual no mostró asociación independiente ($\beta = .014$).

Conclusiones: las funciones relacionales se asociaron de manera diferencial con el bienestar. La sustitución social mostró la asociación de mayor magnitud; su posible relevancia clínica requiere evaluación longitudinal y no implica causalidad ni diagnóstico.

Palabras clave: inteligencia artificial; *chatbot*; bienestar psicológico; psiquiatría digital; relaciones afectivas

Abstract

Introduction: Artificial Intelligence chatbots participate in affective and romantic--sexual exchanges, but their relationships with psychological well--being remains poorly differentiated.

Objectives: Analyze the internal structure of a measure of affective relationships with chatbots, and their association with well being in men and women.

Methods: A cross--sectional, instrumental, correlational study was conducted using non--probability convenience and snowball sampling in 881 adults from southeastern Mexico (448 men and 433 women). The sample was split for exploratory ($n=440$) and confirmatory ($n=441$) factor analyses. Maximum likelihood models, ordinal sensitivity analyses, reliability, comparisons, and hierarchical regression with robust standard errors against heteroskedasticity-- consistency type 3 (HC3) were estimated.

Results: The four--factor confirmatory model exceeded the three --and one -- factor models ($CFI= .971$; $TLI= .967$; $RMSEA= .047$; $SRMR= .041$). Ordinal sensitivity showed $CFI= .999$; $RMSEA= .026$; $SRMR= .041$. Subscales showed $\alpha= .881 -- .891$ and $\omega= .881 - .900$. Affective intimacy ($\beta= .198$) and relational safety ($\beta= .182$) were positively

associated with well-being. Social substitution was negatively associated ($\beta = -.329$). Romantic--sexual involvement showed no independent association ($\beta = .014$).

Conclusions: Relational functions were differentially associated with well-being. Social substitution showed the strongest association. Its potential clinical relevance requires longitudinal evaluation, and implies neither causality nor diagnosis.

Keywords: artificial intelligence; chatbot; psychological well-being; digital psychiatry; affective relationships.

Introducción

Los *chatbots* de inteligencia artificial (IA) ya no se limitan a recuperar información. Los sistemas generativos y las aplicaciones de compañía sostienen diálogos personalizados, simulan empatía y participan en conversaciones sobre soledad, afecto, romance y sexualidad. Sus usuarios han descrito autorrevelación, cercanía, apoyo percibido, apego y malestar cuando el sistema cambia o deja de estar disponible. Esta intimidad humano-IA debe estudiarse como una experiencia relacional de la persona usuaria, sin atribuir conciencia ni reciprocidad humana al algoritmo. ⁽¹⁻⁶⁾

Para la psiquiatría digital, la disponibilidad continua y el bajo umbral de acceso de los *chatbots* ofrecen oportunidades para psicoeducación, acompañamiento y derivación, pero también plantean riesgos de dependencia, privacidad insuficiente, información inexacta y confusión entre una respuesta convincente y una intervención clínica. Las revisiones psiquiátricas han señalado que la evidencia es heterogénea y que estos sistemas deben complementar, no reemplazar, la atención profesional. ⁽⁷⁻⁹⁾

La relación terapéutica digital añade otra dificultad: las personas pueden formar un vínculo subjetivamente significativo con un sistema que carece de deber fiduciario y cuya memoria, políticas o disponibilidad pueden cambiar por decisiones comerciales. La alianza percibida depende de expectativas, autorrevelación, estilo conversacional y contexto; por ello, una interacción cálida no equivale por sí misma a una relación terapéutica segura, estable o eficaz. ^(10,11)

En el ámbito iberoamericano, la propia Revista del Hospital Psiquiátrico de La Habana ha mostrado la necesidad de examinar los riesgos psicológicos del uso digital y de interpretar el género como determinante social de la salud. ^(12,13) Estos antecedentes respaldan una evaluación no estigmatizante que atienda a la función del *chatbot* y a sus consecuencias, en vez de clasificar toda relación afectiva o sexual con IA como patológica.

Las escalas emergentes de apego hacia la IA han evaluado ansiedad, evitación, cercanía y sustitución social. ^(14,15) Sin embargo, una puntuación global puede ocultar que la disponibilidad o la expresión emocional y el desplazamiento de vínculos humanos se relacionen de manera opuesta con la salud mental.



El bienestar psicológico es un desenlace clínicamente relevante porque expresa funcionamiento positivo, agencia, propósito y capacidad de conducir la vida, y puede coexistir con síntomas o trastornos psiquiátricos. Investigaciones recientes de esta revista han reforzado la importancia de medirlo con instrumentos culturalmente examinados y de relacionarlo con indicadores de salud mental.^(16,17)

El constructo se apoya en las formulaciones de Ryff y Casullo.^(18,19) En México, la versión de nueve reactivos de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) ha mostrado una estructura breve y consistencia adecuada, aunque sus propiedades deben reevaluarse en cada población.^(20,21)

Las síntesis clínicas más recientes informan efectos favorables de algunos agentes conversacionales sobre depresión o malestar, pero no establecen una mejoría consistente del bienestar global. Además, predominan intervenciones protocolizadas, seguimientos breves y poblaciones seleccionadas; sus resultados no pueden trasladarse automáticamente a *chatbots* sociales o de propósito general que mantienen conversaciones abiertas y afectivas.⁽²⁻²⁴⁾

La base de evidencia también presenta heterogeneidad de resultados e instrumentos, y muchas medidas creadas para estudios individuales carecen de validación publicada.⁽²⁵⁾ A ello se añaden problemas de confidencialidad, gobernanza y seguridad de los datos, junto con respuestas potencialmente inadecuadas ante delirios, estigma o riesgo suicida.⁽²⁶⁻²⁸⁾ Para la psiquiatría, estas limitaciones hacen necesario identificar no solo cuánto se usa un *chatbot*, sino qué papel ocupa, qué desplaza y qué sucede cuando no está disponible.

Los estudios sobre conexión social ofrecen un panorama igualmente matizado. Interacciones breves y responsivas pueden aumentar la sensación momentánea de ser escuchado o reducir la soledad, mientras que los efectos varían según la red social, las características de la persona y el uso problemático.⁽²⁹⁻³¹⁾ La autorrevelación y una conversación de apoyo pueden generar beneficios subjetivos aun cuando la contraparte sea artificial, pero permanecen inciertos sus efectos longitudinales y su equivalencia con relaciones humanas significativas.^(32,33)

De este balance surgen cuatro vacíos de conocimiento: faltan estudios en población adulta latinoamericana; suelen confundirse *chatbots* terapéuticos y de compañía; la intensidad de uso se analiza sin diferenciar intimidad, seguridad, sustitución e involucramiento romántico-sexual; y son escasas las medidas que separan funciones potencialmente protectoras de patrones de interferencia.^(1,12,14,22,25,31) Una distinción funcional podría orientar preguntas clínicas neutrales y estudios longitudinales, pero no constituir un diagnóstico ni demostrar causalidad.

El objetivo fue analizar la estructura interna y la consistencia de una medida de relaciones afectivas e íntimas con *chatbots* de IA, comparar sus puntuaciones y el bienestar psicológico entre hombres y mujeres, y estimar la asociación independiente de cuatro funciones relacionales con el bienestar. Se planteó que la intimidad afectiva y la seguridad relacional

se asociarían positivamente con el bienestar, que la sustitución social se asociaría negativamente y que el involucramiento romántico-sexual mostraría una relación independiente débil o nula. El alcance fue psicométrico y asociativo; la aplicabilidad prevista se limita a investigación y formulación de preguntas clínicas, no a tamizaje diagnóstico ni inferencia causal. Debido al muestreo no probabilístico por conveniencia y a la delimitación geográfica, los resultados se interpretan como evidencia analítica de esta muestra y no como estimaciones poblacionales generalizables al sureste de México ni a otros contextos.

Método

Diseño y fuente de datos

Se diseñó un estudio transversal, instrumental y correlacional, con componente psicométrico. El análisis evaluó la estructura interna y la consistencia de una medida de relaciones afectivas con *chatbots*, las diferencias observadas entre hombres y mujeres y las asociaciones multivariadas con el bienestar psicológico. El diseño permite estimar asociaciones y propiedades métricas en la muestra estudiada, pero no establecer temporalidad, causalidad ni representatividad poblacional.

Participantes y muestra analítica

El muestreo fue no probabilístico por conveniencia y se amplió mediante una estrategia de bola de nieve. Esta estrategia se empleó porque la elegibilidad dependía de una experiencia de uso específica -haber utilizado *chatbots* con fines personales, emocionales o relacionales- y permitió ampliar la difusión del reclutamiento entre personas con experiencias de uso similares; no se utilizó para pretender representatividad poblacional. La muestra analítica incluyó 881 participantes: 448 hombres y 433 mujeres. La recolección se efectuó en línea entre noviembre de 2025 y febrero de 2026. Los criterios de inclusión fueron tener al menos 18 años, residir en Campeche, Yucatán o Quintana Roo, comprender español y haber utilizado *chatbots* con fines personales, emocionales o relacionales durante los seis meses previos. Para las comparaciones previstas en este manuscrito se restringió el análisis a los registros clasificados como hombres o mujeres; 169 registros correspondientes a otras categorías no se incluyeron en esta muestra analítica. Esta decisión limita el alcance de las comparaciones y no autoriza extrapolaciones a otras identidades de género.

Instrumentos

Relaciones afectivas e íntimas con inteligencia artificial

La escala de relaciones afectivas e íntimas humano-IA (ERAIH-IA) incluyó 20 reactivos con cinco opciones de respuesta, de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo). El presente análisis examinó la versión de 20 reactivos ya incorporada a la base. Se propusieron cuatro subescalas de cinco reactivos: intimidad afectiva y autorrevelación; seguridad relacional y disponibilidad; sustitución social y centralidad relacional; e involucramiento romántico-sexual. Se calculó la media de cada subescala y no una puntuación total, porque



las dimensiones podían asociarse en direcciones distintas con el bienestar. La evaluación siguió recomendaciones regionales e internacionales para el desarrollo y validación de escalas. [34,35]

Bienestar psicológico

Se utilizaron los nueve reactivos de la BIEPS-A mexicana. [20,21] Cada reactivo presentó tres opciones de respuesta y la suma produjo un rango de 9 a 27, donde los valores altos indicaron mayor bienestar. En la muestra analítica, $\alpha = .848$ y $\omega = .849$.

Covariables

Se incluyeron edad, estado de residencia, escolaridad, frecuencia de uso, meses de utilización y plataforma principal. La escolaridad y la frecuencia se trataron como variables ordinales en la regresión; el estado se incorporó mediante indicadores con Campeche como referencia. La plataforma se utilizó únicamente en un análisis de sensibilidad.

Análisis estadístico

La auditoría de la base de datos verificó duplicados, datos faltantes y rangos admisibles. Con la semilla 20260808, la muestra se dividió aleatoriamente y de forma estratificada por grupo: análisis factorial exploratorio (AFE), $n = 440$ (224 hombres y 216 mujeres); análisis factorial confirmatorio (AFC), $n = 441$ (224 hombres y 217 mujeres). En la muestra exploratoria se estimó una matriz de correlaciones de Spearman, el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), la prueba de esfericidad de Bartlett, un análisis paralelo con 500 permutaciones, extracción por ejes principales y rotación promax. Debido a que existía una hipótesis previa de cuatro dimensiones, también se examinó la solución forzada de cuatro factores y su estructura simple. El análisis paralelo se utilizó como criterio empírico de retención, pero no de manera aislada: la decisión sobre la estructura se basó en la convergencia entre el contenido teórico de las cuatro funciones, la estructura simple del AFE forzado, la comparación de modelos en la muestra confirmatoria independiente, la sensibilidad ordinal, la confiabilidad y la varianza media extraída. La discrepancia con el análisis paralelo se mantuvo explícita y se consideró una razón para tratar la solución de cuatro factores como evidencia inicial que requiere replicación.

El AFC principal estimó por máxima verosimilitud modelos de cuatro factores correlacionados, tres factores correlacionados y un factor sobre la matriz de covarianzas de los reactivos estandarizados. Se compararon el estadístico chi cuadrado (χ^2), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con intervalo de confianza (IC) del 90 %, la raíz cuadrática media residual estandarizada (SRMR), el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC), interpretados de manera conjunta y no como umbrales absolutos. [36-38] Como comprobación para los reactivos ordinales, se estimaron correlaciones policóricas por máxima verosimilitud bivariada y los mismos modelos mediante mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS), con pesos derivados de

la información observada.⁽³⁹⁾ Este análisis no incorporó los mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (WLSMV) y se interpretó como sensibilidad. No se realizaron pruebas formales de invariancia factorial entre hombres y mujeres. Por ello, las comparaciones entre grupos se efectuaron sobre puntuaciones observadas y se interpretaron con cautela, sin inferir equivalencia de medias latentes; la invariancia se reservó para una validación posterior.⁽⁴⁰⁾

La consistencia interna se estimó con α de Cronbach y ω de McDonald; la varianza media extraída (AVE) complementó la evaluación de las subescalas. [41] Se calcularon descriptivos, correlaciones de Pearson con IC del 95 % y pruebas t de Welch con ajuste de Holm y g de Hedges. Una regresión jerárquica predijo el bienestar estandarizado: bloque 1, edad, escolaridad, grupo y estado; bloque 2, frecuencia y meses de uso; bloque 3, cuatro dimensiones relacionales. Los predictores continuos se estandarizaron y se utilizaron errores estándar robustos frente a heterocedasticidad de tipo 3 (HC3). Se inspeccionaron el factor de inflación de la varianza (VIF) y distancia de Cook; los análisis de sensibilidad añadieron plataforma y excluyeron observaciones con Cook > 4/n. Se consideró significativo $p < .05$ y se enfatizaron tamaños de efecto e intervalos.

Consideraciones éticas

El protocolo fue aprobado el 19 de julio de 2025 por el Comité de Ética del cuerpo académico consolidado “Desarrollo Humano” (UACAM-CA-14), Facultad de Humanidades, Universidad Autónoma de Campeche. Las personas participantes otorgaron consentimiento informado electrónico. La base analítica estaba desidentificada y el tratamiento de contenidos íntimos siguió los principios de voluntariedad, minimización del riesgo y confidencialidad.

Resultados

Descripción de la muestra

La edad media fue 30.90 años (desviación estándar [DE] = 7.15; rango 18-57) y el tiempo medio de uso de *chatbots* fue 14.14 meses (DE = 7.80). Yucatán aportó 43.1 % de la muestra; 45.1 % tenía licenciatura y 25.9 % utilizaba *chatbots* a diario o casi a diario. ChatGPT fue la plataforma principal más frecuente (36.5 %). La tabla 1 presenta la distribución completa.

Tabla 1. Características de la muestra analítica

Variable	Categoría o estadístico	N	% / M (DE)
Edad (años)	Media (DE); rango	881	30.90 (7.15); 18-57
Uso de <i>chatbots</i> (meses)	Media (DE); rango	881	14.14 (7.80); 2-36
Grupo analítico	Hombres	448	50.9
Grupo analítico	Mujeres	433	49.1
Estado	Campeche	216	24.5
Estado	Yucatán	380	43.1
Estado	Quintana Roo	285	32.3
Escolaridad	Media superior o menor	170	19.3



Escolaridad	Universidad parcial/técnica	178	20.2
Escolaridad	Licenciatura	397	45.1
Escolaridad	Posgrado	136	15.4
Frecuencia de uso	Menos de una vez por semana	143	16.2
Variable	Categoría o estadístico	N	% / M (DE)
Frecuencia de uso	1-2 días por semana	220	25.0
Frecuencia de uso	3-5 días por semana	290	32.9
Frecuencia de uso	Diario o casi diario	228	25.9
Plataforma principal	ChatGPT	322	36.5
Plataforma principal	Character.AI	221	25.1
Plataforma principal	Replika	151	17.1
Plataforma principal	Gemini/Copilot/otra	187	21.2

Nota. N = 881. DE: desviación estándar. Los porcentajes pueden no sumar 100 por redondeo.

Estructura interna y confiabilidad

La matriz exploratoria fue adecuada: KMO = .938; KMO mínimo por reactivo = .911; Bartlett $\chi^2(190) = 5251.57$, $p < .001$. El análisis paralelo sugirió retener tres factores: los primeros cuatro autovalores observados fueron 8.473, 2.640, 1.536 y 1.133, frente a percentiles 95 nulos de 1.468, 1.378, 1.321 y 1.262. No obstante, la solución teórica forzada de cuatro factores mostró cargas primarias de .514 a .905, carga cruzada máxima de .261 y comunalidad media de .612.

En la muestra confirmatoria, el modelo de cuatro factores correlacionados mostró buen ajuste y superó claramente los modelos de tres y un factor. Las cargas estandarizadas variaron de .633 a .896. La sensibilidad ordinal confirmó la preferencia relativa por cuatro factores: $\chi^2(164) = 214.11$, CFI = .999, TLI = .999, RMSEA = .026 y SRMR = .041; el modelo de tres factores obtuvo RMSEA = .077 y SRMR = .067, y el unifactorial, RMSEA = .216 y SRMR = .176. Las cuatro subescalas alcanzaron α y ω superiores a .88, con AVE entre .598 y .643. La preferencia del modelo de cuatro factores no se interpretó como refutación del análisis paralelo, sino como evidencia confirmatoria convergente en una muestra independiente. En conjunto, la estructura simple, la comparación de modelos y la consistencia interna favorecieron conservar cuatro puntuaciones diferenciadas como solución provisional, cuya estabilidad debe verificarse mediante replicación e invariancia (tabla 2).

Tabla 2. Estructura interna y consistencia de la ERAIH-IA

Panel A. Comparación de modelos confirmatorios

Modelo	χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)	SRMR	AIC	BIC
Cuatro factores correlacionados	325.15 (164)	0.971	0.967	0.047 (0.040-0.055)	0.041	417.15	605.25
Tres factores correlacionados	751.38 (167)	0.895	0.881	0.089 (0.083-0.096)	0.062	837.38	1013.21
Un factor	2391.05 (170)	0.602	0.555	0.172 (0.166-0.178)	0.147	2471.05	2634.61

Panel B. Sensibilidad ordinal con correlaciones policóricas y DWLS

Modelo	χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Cuatro factores correlacionados	214.11 (164)	0.999	0.999	0.026	0.041
Tres factores correlacionados	606.14 (167)	0.989	0.988	0.077	0.067
Un factor	3663.11 (170)	0.916	0.907	0.216	0.176

Panel C. Confiabilidad y validez convergente de las subescalas

Dimensión	α	ω	AVE	Rango de cargas λ
Intimidad afectiva	0.889	0.886	0.611	0.714-0.882
Seguridad relacional	0.884	0.900	0.643	0.686-0.845
Sustitución social	0.881	0.881	0.598	0.685-0.876
Involucramiento romántico-sexual	0.891	0.890	0.622	0.633-0.896

Nota. ERAIH-IA: Escala de Relaciones Afectivas e Íntimas Humano-IA (IA: inteligencia artificial); AFC: análisis factorial confirmatorio (n = 441); gl: grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: índice de Tucker-Lewis; RMSEA: raíz del error cuadrático medio de aproximación; IC: intervalo de confianza; SRMR: raíz cuadrática media residual estandarizada; AIC: criterio de información de Akaike; BIC: criterio de información bayesiano; DWLS: mínimos cuadrados ponderados diagonalmente; AVE: varianza media extraída. El Panel A utilizó máxima verosimilitud; el Panel B, DWLS sin ajuste de media y varianza.

Descriptivos y asociaciones bivariadas

La seguridad relacional presentó la media más alta ($M = 3.49$), seguida de la intimidad afectiva ($M = 3.21$). El bienestar se correlacionó positivamente con intimidad afectiva, $r = .155$, IC 95% [.090, .219], y seguridad relacional, $r = .211$, IC 95% [.147, .274]; se correlacionó negativamente con sustitución social, $r = -.191$, IC 95% [-.254, -.126]. La asociación con involucramiento romántico-sexual fue nula, $r = -.015$, $p = .655$ (tabla 3).

Tabla 3. Descriptivos, confiabilidad y correlaciones con el bienestar psicológico

Variable	M	DE	α	Ω	r (IC 95%)	p
Intimidad afectiva	3.21	1.03	0.889	0.886	.155 (.090 a .219)	< .001
Seguridad relacional	3.49	0.99	0.884	0.900	.211 (.147 a .274)	< .001
Sustitución social	2.62	0.97	0.881	0.881	-.191 (-.254 a -.126)	< .001
Involucramiento romántico-sexual	2.48	0.97	0.891	0.890	-.015 (-.081 a .051)	.655
Bienestar psicológico	20.85	4.34	0.848	0.849	—	—

Nota. N = 881. ERAIH-IA: Escala de Relaciones Afectivas e Íntimas Humano-IA; IA: inteligencia artificial; BIEPS-A: Escala de Bienestar Psicológico para Adultos; DE: desviación estándar; IC: intervalo de confianza. Correlaciones de Pearson. Las subescalas de la ERAIH-IA variaron de 1 a 5; la BIEPS-A, de 9 a 27.

Comparaciones entre hombres y mujeres

No se observaron diferencias entre hombres y mujeres en las cuatro funciones relacionales, con $|g| \leq .074$. Los hombres mostraron mayor bienestar medio que las mujeres, diferencia que permaneció después del ajuste de Holm, $t(878.8) = 3.10$, p ajustada = .010, $g = .209$. El tamaño del efecto fue pequeño y no debe interpretarse como una propiedad intrínseca del grupo. Además, debido a que no se estableció invariancia factorial de la ERAIH-IA, las

comparaciones de sus subescalas se consideran descriptivas de puntuaciones observadas y no evidencia de diferencias latentes equivalentes (tabla 4).

Tabla 4. Comparaciones entre hombres y mujeres

Variable	Hombres M (DE)	Mujeres M (DE)	t de Welch (gl)	p ajustada	g
Intimidad afectiva	3.22 (1.02)	3.20 (1.03)	0.28 (877.5)	1.000	.019
Seguridad relacional	3.49 (1.01)	3.49 (0.98)	-0.11 (879.0)	1.000	-.007
Sustitución social	2.61 (0.95)	2.64 (0.98)	-0.37 (874.6)	1.000	-.025
Involucramiento romántico-sexual	2.44 (0.97)	2.52 (0.96)	-1.10 (878.4)	1.000	-.074
Bienestar psicológico	21.29 (4.43)	20.39 (4.21)	3.10 (878.8)	.010	.209

Nota. Hombres: n = 448; mujeres: n = 433. DE: desviación estándar; gl: grados de libertad. Valores p ajustados mediante Holm para cinco comparaciones; g: g de Hedges.

Modelo multivariable

El bloque sociodemográfico explicó 6.2 % de la varianza del bienestar. La frecuencia y los meses de uso añadieron 0.5 %, cambio no significativo, $F(2, 873) = 2.47$, $p = .085$. Las cuatro funciones relacionales añadieron 12.9 %, $F(4, 869) = 34.78$, $p < .001$; el modelo final explicó 19.6 % de la varianza (R^2 ajustado = .186).

En el modelo final, intimidad afectiva ($\beta = .198$) y seguridad relacional ($\beta = .182$) se asociaron positivamente con el bienestar. Sustitución social presentó la asociación negativa de mayor magnitud ($\beta = -.329$). Involucramiento romántico-sexual no aportó asociación independiente ($\beta = .014$). Edad, escolaridad y pertenecer al grupo de hombres también se relacionaron con mayor puntuación estandarizada; estado, frecuencia y meses de uso no fueron significativos (tabla 5). Las asociaciones de intimidad y seguridad fueron de magnitud modesta y la de sustitución social, mayor pero todavía asociativa. Estos coeficientes no representan efectos terapéuticos ni establecen relevancia clínica individual; la ERAIH-IA carece de puntos de corte diagnósticos y el diseño transversal no permite atribuir causalidad.

Tabla 5. Regresión jerárquica del bienestar psicológico estandarizado: modelo final

Predictor	β/B	EE HC3	IC 95%	t	p
Edad	.127	.032	.064 a .190	3.94	< .001
Escolaridad	.164	.031	.103 a .226	5.24	< .001
Hombre (ref.: mujer)	.234	.062	.112 a .355	3.77	< .001
Quintana Roo (ref.: Campeche)	-.089	.084	-.255 a .076	-1.06	.289
Yucatán (ref.: Campeche)	.050	.081	-.109 a .209	0.62	.534
Frecuencia de uso	-.054	.033	-.119 a .011	-1.62	.106
Meses de uso	-.010	.032	-.073 a .053	-0.32	.746
Intimidad afectiva	.198	.046	.108 a .289	4.30	< .001
Seguridad relacional	.182	.042	.100 a .264	4.34	< .001
Sustitución social	-.329	.039	-.406 a -.251	-8.33	< .001
Involucramiento romántico-sexual	.014	.041	-.066 a .094	0.34	.734

Nota. N = 881. β : coeficiente estandarizado; B: coeficiente no estandarizado; EE: error estándar; HC3: corrección robusta frente a heterocedasticidad de tipo 3; IC: intervalo de confianza. Variables continuas y resultado estandarizados. $R^2 = .196$; R^2 ajustado = .186; ΔR^2 relacional = .129, $F(4, 869) = 34.78$, $p < .001$.

La colinealidad fue baja a moderada (VIF máximo = 2.33). Cuarenta y dos observaciones superaron $Cook > 4/n$; al excluirlas, las asociaciones de intimidad, seguridad y sustitución conservaron dirección y significación, y el involucramiento romántico-sexual continuó nulo. Añadir la plataforma principal produjo resultados prácticamente idénticos ($R^2 = .197$). Por su carácter exploratorio y ausencia de hipótesis previa, las interacciones por grupo no se utilizaron para modificar las conclusiones principales.

Discusión

El análisis distinguió cuatro funciones relacionales de los *chatbots* con asociaciones diferentes con el bienestar psicológico. La intimidad afectiva y la seguridad relacional se asociaron positivamente, la sustitución social mostró la asociación negativa más fuerte y el involucramiento romántico-sexual no aportó información independiente. Este patrón respalda una lectura funcional y no moralizante de la relación humano-IA.

La evidencia psicométrica fue favorable, pero no uniforme. El análisis paralelo indicó tres factores, mientras que el AFE forzado produjo una estructura simple de cuatro dimensiones y los modelos confirmatorios por máxima verosimilitud y DWLS favorecieron cuatro factores. La conservación provisional de cuatro dimensiones no se sustentó únicamente en la hipótesis teórica: la solución forzada presentó cargas primarias de .514 a .905, una carga cruzada máxima de .261 y comunalidad media de .612; en la muestra confirmatoria independiente, el modelo de cuatro factores mostró $CFI = .971$, $RMSEA = .047$ y $SRMR = .041$, frente a $CFI = .895$, $RMSEA = .089$ y $SRMR = .062$ en el modelo de tres factores; la sensibilidad ordinal reprodujo la misma preferencia relativa. Además, cada subescala mostró consistencia adecuada y AVE superior a .59. Esta triangulación justifica conservar las cuatro puntuaciones como modelo de trabajo, sin ocultar que el análisis paralelo constituye evidencia discrepante. Por ello, la estructura debe considerarse inicial y requiere replicación independiente, estimación ordinal robusta e invariancia antes de considerarse estable.^(14,15,34-40)

La asociación positiva de la seguridad relacional es compatible con la posibilidad de que un *chatbot* facilite la expresión emocional cuando la persona anticipa menor juicio o rechazo. La disponibilidad, la pausa controlada y la previsibilidad pueden ayudar a organizar pensamientos o ensayar conversaciones. La intimidad afectiva mostró una asociación positiva semejante, pero de magnitud modesta ($\beta = .198$ para intimidad y $\beta = .182$ para seguridad). Estos resultados convergen con estudios que describen autorrevelación, apoyo, conexión momentánea y formación de vínculos digitales, pero no equivalen a un efecto clínico ni demuestran eficacia terapéutica o beneficio sostenido. Su utilidad clínica actual consiste, como máximo, en orientar preguntas de exploración y generar hipótesis para estudios longitudinales.^(2,4,5,10,11,29-23) La sustitución social fue el correlato negativo de mayor magnitud ($\beta = -.329$). Preferir el chatbot frente al apoyo humano, reducir interacciones y experimentar malestar por la falta de acceso pueden indicar que una herramienta sin reciprocidad desplaza relaciones deseadas. También es plausible la dirección inversa: las

personas con menor bienestar pueden buscar más sustitución. Aunque su magnitud fue mayor que la de las asociaciones positivas, no existe un punto de corte que permita interpretar esta subescala como indicador clínico individual. La evidencia sobre dependencia y perfiles heterogéneos de uso respalda preguntar por función, centralidad y consecuencias, no solo por tiempo de pantalla.^(1,6,9,30,31)

El resultado nulo del involucramiento romántico-sexual merece atención. La dimensión se mantuvo porque mostró una estructura factorial diferenciada, cargas estandarizadas adecuadas, $\alpha = .891$, $\omega = .890$ y $AVE = .622$; la ausencia de asociación independiente con un criterio específico de bienestar no invalida su diferenciación psicométrica. Coquetear, fantasear o denominar pareja a un *chatbot* no se asoció por sí mismo con menor bienestar cuando se controló la sustitución. Este hallazgo sugiere que el contenido romántico-sexual y la interferencia funcional no deben tratarse como equivalentes. En estudios futuros, la dimensión debería evaluarse frente a otros criterios -por ejemplo, funcionamiento relacional, soledad, bienestar sexual y estabilidad temporal- y mediante replicación e invariancia. Desde una perspectiva de salud sexual, lo clínicamente pertinente es valorar agencia, privacidad, consentimiento, interferencia funcional y desplazamiento relacional, y no patologizar una práctica por ser inusual.^(3,13)

La diferencia de bienestar entre hombres y mujeres fue pequeña y no apareció en las funciones relacionales. El diseño no permite atribuirla al género: puede reflejar condiciones sociales, educativas o clínicas no medidas. Además, la ausencia de pruebas de invariancia impide interpretar las comparaciones de la ERAIH-IA como diferencias latentes equivalentes entre grupos. La combinación de categorías cis y trans y la exclusión de registros no binarios impiden conclusiones sobre identidades específicas; el coeficiente de grupo debe entenderse únicamente como ajuste descriptivo del criterio analítico utilizado.

Para la práctica psiquiátrica y psicológica, los hallazgos sugieren una entrevista breve centrada en cinco preguntas: qué función cumple el *chatbot*; qué ocurre cuando no está disponible; si desplaza apoyo humano deseado; qué datos íntimos se comparten; y si la persona recibe información clínica que no verifica. El bienestar estudiado no equivale a ausencia de trastorno mental y la ERAIH-IA no es diagnóstica. El sistema puede servir como apoyo o puente hacia la atención, pero no posee confidencialidad profesional, responsabilidad clínica ni capacidad demostrada para manejar por sí solo una crisis.^(7-10,12,22-28)

El estudio aportó una muestra amplia, separación exploratoria-confirmatoria, comparación de modelos, estimación de α y ω , regresión robusta y análisis de sensibilidad. Además, diferenció calidad y función relacional de frecuencia de uso, una distinción importante porque la intensidad temporal no explicó bienestar después del ajuste.

Limitaciones

El diseño transversal no estableció temporalidad ni causalidad. El reclutamiento en línea, no probabilístico, por conveniencia y bola de nieve pudo sobrerrepresentar a personas con mayor conectividad, disponibilidad para hablar de IA o pertenecientes a redes de contacto semejantes. En consecuencia, las proporciones, medias y asociaciones observadas no pueden generalizarse a todas las personas adultas del sureste de México, a todas las personas usuarias de *chatbots* ni a otros contextos culturales. Todas las variables fueron autoinformadas y no se midieron diagnósticos psiquiátricos, sintomatología, soledad, apoyo social ni calidad de relaciones humanas.

La muestra analítica excluyó 169 registros fuera del criterio hombre/mujer; por ello, los resultados no representan a personas no binarias o de género diverso. Tampoco fue posible comprobar invariancia entre grupos ni desagregar categorías cis y trans. Esta ausencia de invariancia limita especialmente la interpretación de las comparaciones de las subescalas: las diferencias observadas no deben considerarse evidencia de equivalencia métrica o de diferencias latentes entre hombres y mujeres. También quedaron sin evaluar otros determinantes sociales y relacionales potencialmente relevantes.

La ERAIH-IA requiere validación externa, estabilidad temporal y evidencia convergente y discriminante. La sensibilidad policórica con DWLS confirmó la solución de cuatro factores, pero no incorporó el ajuste robusto de media y varianza de WLSMV; una replicación independiente debe utilizar ese estimador y evaluar la discrepancia con el análisis paralelo. Finalmente, las plataformas cambian con rapidez y pueden alterar el significado de las respuestas.

Conclusiones

Las relaciones afectivas con *chatbots* de IA no constituyeron una experiencia unidimensional. La intimidad afectiva y la seguridad relacional se asociaron de forma positiva y modesta con el bienestar; la sustitución social mostró la asociación negativa de mayor magnitud; y el involucramiento romántico-sexual no presentó una relación independiente. Estos resultados son asociativos y no establecen causalidad ni puntos de corte clínicos. En la evaluación psicológica o psiquiátrica, la función sustitutiva y la interferencia con vínculos humanos justifican preguntas clínicas neutrales, pero ninguna dimensión de la ERAIH-IA debe utilizarse como criterio diagnóstico. La existencia de fantasía o intimidad romántico-sexual con IA, por sí sola, no indicó menor bienestar en esta muestra.

Recomendaciones

La entrevista clínica debería incorporar preguntas neutrales sobre el uso afectivo de *chatbots*, su centralidad, el malestar ante la interrupción, la sustitución de apoyo humano y la exposición de datos íntimos.



Las intervenciones de alfabetización en salud mental digital deberían explicar límites algorítmicos, verificación de información, privacidad, cambios de plataforma y rutas de acceso a apoyo humano y servicios de crisis.

Los estudios futuros deberían replicar la estructura con estimadores ordinales, incluir a personas no binarias y de género diverso sin agregaciones forzadas, evaluar invariancia, y utilizar diseños longitudinales con medidas de soledad, apoyo social, psicopatología y funcionamiento.

Referencias bibliográficas

1. Laestadius L, Bishop A, Gonzalez M, Illeňčík D, Campos-Castillo C. Too human and not human enough: a grounded theory analysis of mental health harms from emotional dependence on the social chatbot Replika. *New Media Soc.* 2024;26(10):5923-41. doi:10.1177/14614448221142007.
2. Pentina I, Hancock T, Xie T. Exploring relationship development with social *chatbots*: a mixed-method study of Replika. *Comput Hum Behav.* 2023;140:107600. doi:10.1016/j.chb.2022.107600.
3. Rodger K, Field EF. You and I plus AI: a qualitative exploration of Replika in the context of human relationships. *Can J Hum Sex.* 2025;34(3):398-411. doi:10.3138/cjhs-2025-0011.
4. Skjuve M, Følstad A, Fostervold KI, Brandtzaeg PB. My chatbot companion: a study of human-chatbot relationships. *Int J Hum Comput Stud.* 2021;149:102601. doi:10.1016/j.ijhcs.2021.102601.
5. Ta V, Griffith C, Boatfield C, Wang X, Civitello M, Bader H, et al. User experiences of social support from companion *chatbots* in everyday contexts: thematic analysis. *J Med Internet Res.* 2020;22(3):e16235. doi:10.2196/16235.
6. Shu C, Lai K, He L. Human-AI attachment: how humans develop intimate relationships with AI. *Front Psychol.* 2026;17:1723503. doi:10.3389/fpsyg.2026.1723503.
7. Torous J, Bucci S, Bell IH, Kessing LV, Faurholt-Jepsen M, Whelan P, et al. The growing field of digital psychiatry: current evidence and the future of apps, social media, *chatbots*, and virtual reality. *World Psychiatry.* 2021;20(3):318-35. doi:10.1002/wps.20883.
8. Vaidyam AN, Wisniewski H, Halamka JD, Kashavan MS, Torous JB. *Chatbots* and conversational agents in mental health: a review of the psychiatric landscape. *Can J Psychiatry.* 2019;64(7):456-64. doi:10.1177/0706743719828977.
9. Blease C, Torous J. ChatGPT and mental healthcare: balancing benefits with risks of harms. *BMJ Ment Health.* 2023;26:e300884. doi:10.1136/bmjment-2023-300884.



10. Xu Z, Lee YC, Stasiak K, Warren J, Lottridge D. The digital therapeutic alliance with mental health *chatbots*: diary study and thematic analysis. JMIR Ment Health. 2025;12:e76642. doi:10.2196/76642.
11. Kim M, Lee S, Kim S, Heo JI, Lee S, Shin YB, et al. Therapeutic potential of social *chatbots* in alleviating loneliness and social anxiety: quasi-experimental mixed methods study. J Med Internet Res. 2025;27:e65589. doi:10.2196/65589.
12. Fabelo-Roche JR, Núñez-Blanco Y, Iglesias-Moré S, Hernández-Salazar H, Saborit-Pupo A, Rodríguez-Quintana T. Riesgo del uso de las redes sociales e internet en adolescentes cubanos. Rev Hosp Psiquiatr Habana. 2024;21(3). Disponible en: <https://revhph.sld.cu/index.php/hph/article/view/641>
13. Formental Hernandez SS, Hernández Pita I, Vizcaíno Alonso MC. Salud sexual en relación al género como determinante social de la salud. Rev Hosp Psiquiatr Habana. 2024;21(2). Disponible en: <https://revhph.sld.cu/index.php/hph/article/view/504>
14. Yang F, Oshio A. Using attachment theory to conceptualize and measure the experiences in human-AI relationships. Curr Psychol. 2025;44:10658-69. doi:10.1007/s12144-025-07917-6.
15. Kasturiratna KTAS, Hartanto A. Attachment to artificial intelligence: development of the AI Attachment Scale, construct validation, and the psychological mechanisms of human-AI attachment. Comput Hum Behav Rep. 2026;21:100912. doi:10.1016/j.chbr.2025.100912.
16. Peñaloza García BA, Otero Ramos IM, Fernandez Castillo E. Exploración psicométrica de la escala de bienestar psicológico de Ryff en adultos mayores ecuatorianos. Rev Hosp Psiquiatr Habana. 2026;23. Disponible en: <https://revhph.sld.cu/index.php/hph/article/view/940>
17. Guevara Tirado A. Bienestar subjetivo y ansiedad en la ideación suicida universitaria: análisis de mediación. Rev Hosp Psiquiatr Habana. 2026;23. Disponible en: <https://revhph.sld.cu/index.php/hph/article/view/902>
18. Ryff CD. Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. J Pers Soc Psychol. 1989;57(6):1069-81. doi:10.1037/0022-3514.57.6.1069.
19. Casullo MM. Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica. Buenos Aires: Paidós; 2002.
20. Figuerola-Escoto RP, Luna D, Lezana-Fernández MA, Meneses-González F. Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población mexicana. CES Psicol. 2021;14(3):70-93. doi:10.21615/cesp.5572.



21. Dominguez-Lara SA, Campos-Uscanga Y. Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos en estudiantes de enfermería: un análisis preliminar. *Salud Uninorte*. 2022;38(1):68-80. doi:10.14482/sun.38.1.618.973.
22. Li H, Zhang R, Lee YC, Kraut RE, Mohr DC. Systematic review and meta-analysis of AI-based conversational agents for promoting mental health and well-being. *NPJ Digit Med*. 2023;6(1):236. doi:10.1038/s41746-023-00979-5.
23. He Y, Yang L, Qian C, Li T, Su Z, Zhang Q, et al. Conversational agent interventions for mental health problems: systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *J Med Internet Res*. 2023;25:e43862. doi:10.2196/43862.
24. Vaidyam AN, Linggonegoro D, Torous J. Changes to the psychiatric chatbot landscape: a systematic review of conversational agents in serious mental illness. *Can J Psychiatry*. 2021;66(4):339-48. doi:10.1177/0706743720966429.
25. Jabir AI, Martinengo L, Lin X, Torous J, Subramaniam M, Tudor Car L. Evaluating conversational agents for mental health: scoping review of outcomes and outcome measurement instruments. *J Med Internet Res*. 2023;25:e44548. doi:10.2196/44548.
26. May R, Denecke K. Security, privacy, and healthcare-related conversational agents: a scoping review. *Inform Health Soc Care*. 2022;47(2):194-210. doi:10.1080/17538157.2021.1983578.
27. World Health Organization. Ethics and governance of artificial intelligence for health: guidance on large multi-modal models. Geneva: World Health Organization; 2024. Disponible en: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240084759>
28. Moore J, Grabb D, Agnew W, Klyman K, Chancellor S, Ong DC, et al. Expressing stigma and inappropriate responses prevents LLMs from safely replacing mental health providers. En: *Proceedings of the 2025 ACM Conference on Fairness, Accountability, and Transparency*. New York: Association for Computing Machinery; 2025. p. 599-627. doi:10.1145/3715275.3732039.
29. Folk D, Yu S, Dunn EW. Can *chatbots* ever provide more social connection than humans? *Collabra Psychol*. 2024;10(1):117083. doi:10.1525/collabra.117083.
30. De Freitas J, Oğuz-Uğuralp Z, Uğuralp AK, Puntoni S. AI companions reduce loneliness. *J Consum Res*. 2026;52(6):1126-48. doi:10.1093/jcr/ucaf040.
31. Liu AR, Pataranutaporn P, Maes P. The heterogeneous effects of AI companionship: an empirical model of chatbot usage and loneliness and a typology of user archetypes. *Proc AAAI ACM Conf AI Ethics Soc*. 2025;8(2):1585-97. doi:10.1609/aies.v8i2.36658.
32. Ho A, Hancock J, Miner AS. Psychological, relational, and emotional effects of self-disclosure after conversations with a chatbot. *J Commun*. 2018;68(4):712-33. doi:10.1093/joc/jqy026.

33. Drouin M, Sprecher S, Nicola R, Perkins T. Is chatting with a sophisticated chatbot as good as chatting online or face-to-face with a stranger? *Comput Hum Behav.* 2022;128:107100. doi:10.1016/j.chb.2021.107100.
34. Pilco Guadalupe GA, Kohan Cortada A. Escala para la evaluación de los niveles de violencia contra la mujer en población ecuatoriana. *Rev Hosp Psiquiatr Habana.* 2025;22. Disponible en: <https://revhph.sld.cu/index.php/hph/article/view/612>
35. Boateng GO, Neilands TB, Frongillo EA, Melgar-Quinonez HR, Young SL. Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: a primer. *Front Public Health.* 2018;6:149. doi:10.3389/fpubh.2018.00149.
36. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. 2nd ed. New York: Guilford Press; 2015.
37. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. New York: Guilford Press; 2016.
38. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling.* 1999;6(1):1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
39. Li CH. Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behav Res Methods.* 2016;48(3):936-49. doi:10.3758/s13428-015-0619-7.
40. Putnick DL, Bornstein MH. Measurement invariance conventions and reporting: the state of the art and future directions for psychological research. *Dev Rev.* 2016;41:71-90. doi:10.1016/j.dr.2016.06.004.
41. McDonald RP. Test theory: a unified treatment. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates; 1999.

Contribuciones de autoría

Conceptualización: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda.

Curación de datos: Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes; Miguel Ángel Tuz Sierra.

Análisis formal: Sinuhé Estrada-Carmona.

Investigación: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes; Miguel Ángel Tuz Sierra.

Metodología: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes.

Administración del proyecto: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda.

Recursos: Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes; Miguel Ángel Tuz Sierra.

Software y visualización: Sinuhé Estrada-Carmona.



Supervisión y validación: Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes; Miguel Ángel Tuz Sierra.

Redacción del borrador original: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda.

Redacción, revisión y edición: Sinuhé Estrada-Carmona; Gabriela Isabel Pérez-Aranda; Liliana García-Reyes; Miguel Ángel Tuz Sierra.

Declaraciones

Financiamiento: La investigación no recibió financiamiento externo y se realizó con recursos propios de las personas autoras.

Conflictos de intereses: Las personas autoras declaran no tener conflictos de intereses.

Agradecimientos: Se agradece a la Facultad de Humanidades de la UACAM y al Laboratorio de Atención Psicológica e Investigación Clínica; así como a las redes que apoyaron la difusión, y a las personas participantes.

Disponibilidad de los datos: Los registros primarios desidentificados y la muestra analítica sin orientación sexual se presentarán como archivos complementarios, sujetos a salvaguardas éticas e institucionales.

Uso de inteligencia artificial: Las personas autoras utilizaron OpenAI Codex, familia GPT-5 (consultado el 8 de agosto de 2026), para apoyar la programación y ejecución reproducible de análisis preliminares, la adaptación editorial, la edición de estilo, la traducción del resumen y la verificación de formato. La herramienta no generó ni alteró los registros. Las personas autoras verificaron los datos, el código, los resultados y el texto, y asumen plena responsabilidad por el contenido.

