

UNIVERSIDAD DE ESPECIALIDADES
ESPÍRITU SANTO

FACULTAD DE HUMANIDADES

DUELO MIGRATORIO Y SU RELACIÓN CON LA ANSIEDAD Y DEPRESIÓN EN INMIGRANTES LATINOAMERICANOS

TRABAJO DE TITULACIÓN QUE SE PRESENTA COMO REQUISITO PREVIO A OPTAR EL GRADO DE LICENCIATURA EN PSICOLOGÍA CLÍNICA

AUTORAS:
GEOMARA GIANELLA LEÓN HUACÓN
VALERIA MABEL REYES TORRES

TUTORA:
ZULEIMA SANTALLA DE BANDERALI

DICIEMBRE, 2025
SAMBORONDÓN – ECUADOR

Resumen

El estudio tuvo como objetivo analizar la relación entre el duelo migratorio y los niveles de ansiedad y depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador. Se empleó un enfoque cuantitativo con diseño no experimental, transversal y correlacional. Participaron 384 inmigrantes mayores de 18 años, seleccionados mediante muestreo no probabilístico por conveniencia y residentes en diferentes ciudades del país. Los datos se recolectaron mediante un cuestionario en línea aplicado a través de un formulario virtual, que incluía el Cuestionario de Duelo y Pérdida Migratoria (MGL), el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) y el Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II). Se calcularon estadísticos descriptivos y se aplicaron pruebas de correlación para contrastar las hipótesis planteadas sobre la asociación entre las variables. Los resultados mostraron correlaciones positivas y significativas entre el duelo migratorio y la ansiedad, así como entre el duelo migratorio y la depresión, con coeficientes de magnitud moderada. Estos hallazgos indicaron que mayores niveles de duelo migratorio se relacionaron con un incremento de los síntomas ansiosos y depresivos en la muestra estudiada. El estudio aportó evidencia empírica sobre la presencia de malestar emocional relevante en esta población e indicó la conveniencia de incorporar la evaluación del duelo migratorio en la práctica clínica. Sin embargo, los resultados debieron interpretarse con cautela debido al muestreo no probabilístico, al diseño transversal y al desequilibrio en algunos subgrupos de la muestra, factores que limitaron la generalización de los hallazgos y la inferencia causal.

Palabras clave: duelo migratorio, ansiedad, depresión, inmigrantes latinoamericanos, salud mental.

Abstract

The study aimed to analyze the relationship between migratory grief and levels of anxiety and depression in Latin American immigrants residing in Ecuador. A quantitative, non-experimental, cross-sectional, correlational design was used. The sample consisted of 384 immigrants over 18 years old, selected through non-probabilistic convenience sampling and living in different cities of the country. Data were collected using an online questionnaire administered via a virtual form, which included the Migratory Grief and Loss Questionnaire (MGLQ), the Beck Anxiety Inventory (BAI), and the Beck Depression Inventory-II (BDI-II).

Descriptive statistics were calculated, and correlation tests were conducted to examine the hypothesized associations among the variables. The results showed positive and significant correlations between migratory grief and anxiety, as well as between migratory grief and depression, with coefficients of moderate magnitude. These findings indicated that higher levels of migratory grief were associated with an increase in anxious and depressive symptoms in the studied sample. The study provided empirical evidence of relevant emotional distress in this population and underscored the need to incorporate the assessment of migratory grief into clinical practice. However, the results should be interpreted with caution due to the non-probabilistic sampling, the cross-sectional design, and the imbalance in some subgroups of the sample, factors that limited the generalization of the findings and the inference of causality.

Keywords: migratory grief, anxiety, depression, Latin American immigrants, mental health.

Introducción

La migración constituye un fenómeno complejo que implica mucho más que el desplazamiento físico hacia otro país; representa una experiencia profundamente emocional, social y psicológica. Las personas migrantes enfrentan múltiples cambios y pérdidas vinculadas a la separación de su entorno familiar, cultural, lingüístico y territorial, lo que constituye un proceso denominado duelo migratorio (Xunta de Galicia, 2022). Este proceso ha sido identificado como un factor crítico en el bienestar psicológico de las personas migrantes. Diversos estudios sugieren que, cuando este duelo no es resuelto, puede derivar en sintomatología ansiosa o depresiva, afectando seriamente la salud mental de los inmigrantes (Achotegui et al., 2015).

Concretamente, el duelo migratorio es el proceso psicológico que experimentan las personas migrantes como respuesta a las pérdidas asociadas al cambio de país (Xunta de Galicia, 2022). Este tipo de duelo es parcial, ya que la pérdida no es definitiva y existe la posibilidad de retorno o contacto con el origen; múltiple, debido a que la persona experimenta pérdidas simultáneas en diversas áreas de su vida (lengua, cultura, vínculos sociales, identidad, entre otras); recurrente, porque puede reactivarse ante diversos estímulos relacionados con el país natal; y transgeneracional, pues sus efectos pueden transmitirse a las siguientes generaciones (Xunta de Galicia, 2022).

El migrante atraviesa distintas fases de adaptación similares a las del duelo convencional: negación, tristeza, nostalgia, ira, aceptación y reconstrucción (Xunta de Galicia, 2022). No obstante, a diferencia del duelo por muerte, el duelo migratorio carece de un final claro, precisamente porque la posibilidad del retorno o del contacto con el país de origen mantiene abierto el proceso emocional. Esta característica lo convierte en un "duelo sin cierre", un proceso que puede prolongarse y reactivarse a lo largo de la vida del migrante (Xunta de Galicia, 2022).

Achotegui (2009) profundiza en la comprensión de este fenómeno al introducir el Síndrome de Ulises, también conocido como el síndrome del inmigrante con estrés crónico y múltiple. Este cuadro describe el sufrimiento extremo experimentado por los migrantes que viven en condiciones de alta vulnerabilidad: inseguridad jurídica, discriminación, explotación laboral, soledad y miedo constante. Aunque no constituye una enfermedad mental, sí representa una sobrecarga emocional que puede derivar en síntomas de ansiedad, depresión o somatización. Achotegui (2009) sostiene que el síndrome de Ulises es la expresión contemporánea del dolor migratorio no elaborado y de la falta de apoyo institucional hacia las personas migrantes.

Aunque el duelo migratorio es un proceso adaptativo esperado ante los profundos cambios que conlleva la migración, puede volverse desadaptativo cuando se desarrolla en contextos de alta vulnerabilidad o sin los recursos de afrontamiento adecuados. (Xunta de Galicia, 2022).

En estas circunstancias, se ha documentado que puede generar sintomatología psicológica significativa, especialmente ansiedad y depresión (Achotegui et al., 2015). La evidencia empírica ha mostrado que las pérdidas afectivas, sociales y culturales asociadas al proceso migratorio influyen directamente en el bienestar emocional de las personas, afectando su adaptación, su capacidad de afrontamiento y su estabilidad psicológica (Khawaja et al., 2008; López de León & Puertas, 2022).

En este contexto, se reconoce que el duelo migratorio está estrechamente relacionado con la manifestación de ansiedad. La incertidumbre derivada del proceso migratorio, cambios drásticos, dificultades económicas, barreras idiomáticas y discriminación; suele activar respuestas de amenaza, generando niveles elevados de preocupación, tensión y síntomas fisiológicos característicos de la ansiedad (Sanz & Navarro, 2003; Vizioli & Pagano, 2020).

Dada esta estrecha vinculación, resulta necesario comprender qué la ansiedad consiste en un estado de malestar psicofísico caracterizado por una sensación de inquietud, intranquilidad o inseguridad ante lo que se percibe como una amenaza inminente y de causa indefinida (American Psychiatric Association, 2022). El DSM-5-TR define la ansiedad como un estado de anticipación de peligro futuro acompañada de malestar físico y cognitivo. Se diferencia claramente de la ansiedad "normal" en que, para considerarla patológica, debe ser excesiva o desproporcionada en relación con la amenaza real y provocar deterioro funcional significativo (American Psychiatric Association, 2022)

De la misma manera, la depresión puede surgir en personas migrantes como resultado de la ruptura de vínculos afectivos, la pérdida de roles sociales, la ausencia de redes de apoyo y la sensación de desarraigo (Navarro Barrios & Rodríguez González, 2003)

La depresión se caracteriza por un estado de tristeza persistente y la pérdida de interés en las actividades que normalmente se disfrutan, así como por la incapacidad para realizar las actividades cotidianas. Las personas con depresión suelen presentar síntomas como pérdida de energía, cambios en el apetito, alteraciones del sueño, ansiedad, disminución de la concentración, indecisión, inquietud, sentimientos de inutilidad, culpabilidad o desesperanza. (Organización Panamericana de la Salud, s.f.).

Una vez comprendidos estos trastornos, es relevante abordar los modelos teóricos que explican su aparición en el contexto migratorio. En el caso de la ansiedad, esta se origina en una valoración cognitiva errónea del peligro. Cuando la persona percibe una amenaza y, al mismo tiempo, se considera incapaz de afrontarla, aparece la respuesta ansiosa. Esta emoción es adaptativa en situaciones reales de riesgo, pero se vuelve patológica cuando la evaluación de peligro es desproporcionada (Clark & Beck, 2012).

Este modelo cognitivo consta de una fase inicial e inmediata de la respuesta de miedo, seguida por una fase más lenta y elaborativa de procesamiento que determina la persistencia o finalización del estado ansioso. Aquí la cognición desempeña una función mediadora importante entre la situación y el efecto de la siguiente manera: una situación provocadora, desencadena un pensamiento/valoración ansiosa que da como resultado un sentimiento de ansiedad. (Clark & Beck, 2012).

En el contexto migratorio, los individuos enfrentan múltiples fuentes de amenaza: el miedo a la deportación, la inseguridad económica, la discriminación, el idioma o la

separación familiar. Estas amenazas, combinadas con el sentimiento de indefensión, mantienen al sujeto en un estado de alerta permanente que deteriora su bienestar físico y emocional (Organización Internacional para las Migraciones, 2015; Orozco Vargas, 2013).

Es por ello que, la ansiedad asociada al duelo migratorio puede expresarse tanto en síntomas físicos como psicológicos. Entre los más comunes se encuentran la sensación de ahogo, palpitaciones, sudoración, pensamientos intrusivos, preocupación constante, irritabilidad y dificultad para concentrarse (Fernández Rodríguez et al., 2020).

Desde el modelo cognitivo de Beck, la depresión se entiende como resultado de una visión negativa de sí mismo, del mundo y del futuro, conocida como la tríada cognitiva, este pensamiento cognitivo distorsionado lleva al individuo a interpretar las experiencias negativas como consecuencia de sus defectos personales, de modo que el individuo deprimido se considera incapaz, percibe el mundo como injusto y anticipa un futuro sin esperanza (Beck et al., 2012).

Estos esquemas cognitivos se manifiestan en la consciencia del individuo a través de interpretaciones específicas de las situaciones que atraviesa. Tales interpretaciones se denominan pensamientos automáticos y consisten en mensajes breves y fugaces que adoptan típicamente la forma de frases cortas tales como "soy un inútil", "mi vida es un fracaso" o "¿para qué vivir así?". El bombardeo constante de estas verbalizaciones negativas en la conciencia del sujeto genera, naturalmente, que la emoción predominante en su estado de ánimo sea la tristeza (Rivadeneira et al., 2013).

Específicamente en relación con la depresión, los modelos cognitivos plantean que situaciones de pérdida y cambios vitales profundos pueden activar esquemas disfuncionales en la persona, generando desesperanza, retraimiento y sintomatología depresiva (Beck et al., 2012; Rivadeneira et al., 2013).

Los estudios internacionales sobre migración aportan evidencia consistente respecto a la presencia de malestar emocional en esta población. Personas refugiadas y migrantes forzados han mostrado altos niveles de ansiedad y depresión asociados a eventos traumáticos, barreras socioculturales y dificultades de integración (Cummings et al., 2011; Im & Neff, 2020; Atak et al., 2023).

La evidencia empírica respalda la asociación significativa entre el duelo migratorio y los síntomas de malestar psicológico en la población migrante. Renner et al. (2024) realizaron una revisión sistemática que analizó cinco estudios (cuatro cuantitativos y uno cualitativo) con un total de 487 participantes provenientes de China, Kurdistán, Bután y Sudáfrica. Los hallazgos demostraron una relación robusta entre el duelo migratorio y la sintomatología depresiva, donde el duelo migratorio explicó hasta el 41.5% de la varianza en los niveles de depresión en uno de los estudios analizados. Adicionalmente, otro estudio identificó al duelo migratorio como el predictor más fuerte del malestar emocional, explicando el 39.8% de su varianza.

En esta misma línea, Casado, Hong y Harrington (2010) realizaron un estudio con inmigrantes chinos de edad avanzada en Estados Unidos, en el que encontraron una correlación positiva significativa entre el duelo migratorio y los síntomas depresivos, siendo la discontinuidad de la identidad la dimensión que mostró la asociación más fuerte con la depresión.

Asimismo, Casado y Leung (2002) hallaron que el duelo migratorio explicaba un porcentaje considerable de la varianza en los niveles de depresión en personas mayores inmigrantes, destacando el papel de la pérdida de pertenencia e identidad en la sintomatología depresiva.

Resultados similares se han observado en población refugiada. Cummings et al. (2011) estudiaron a 70 refugiados kurdos mayores en Estados Unidos y encontraron que más de dos tercios presentaban síntomas depresivos clínicamente significativos, y que la desorganización identitaria mostraba la asociación más fuerte con la depresión. Estos datos refuerzan la idea de que las rupturas en la identidad y la pérdida de referentes culturales constituyen un eje central en la relación entre duelo migratorio y sintomatología depresiva.

Im y Neff (2020) profundizaron, mediante un estudio de enfoque cualitativo, en la vivencia del duelo cultural en personas mayores refugiadas butanesas reasentadas en Estados Unidos, mostrando cómo la acumulación de pérdidas debilita la capacidad de afrontamiento y se asocia con un marcado desarraigo y sintomatología depresiva persistente. Este concepto de 'espiral de pérdidas' propuesto por los autores explica cómo la acumulación de pérdidas culturales, familiares y lingüísticas puede deteriorar progresivamente la capacidad de resiliencia del individuo. Cuando las pérdidas se acumulan sin una adecuada elaboración

emocional, la persona desarrolla un estado de duelo crónico, caracterizado por tristeza persistente, anhedonia, aislamiento social y pensamientos de desesperanza.

Por otra parte, Achotegui et al. (2015) analizaron 1,110 casos de inmigrantes atendidos en el SAPPIR de Barcelona, de los cuales el 46.9% eran latinoamericanos. Los autores encontraron que el 81% de quienes desarrollaban el Síndrome de Ulises se encontraban en situación migratoria irregular, presentando elevados niveles de ansiedad y depresión asociados al duelo migratorio extremo, con síntomas como llanto, irritabilidad, insomnio y desorientación. Este estudio destaca que tales síntomas son frecuentemente patologizados como trastornos clínicos, cuando en realidad constituyen reacciones adaptativas a condiciones migratorias adversas."

En cuanto a la situación laboral de las personas migrantes, podemos indicar que esta se asocia de forma específica con el duelo migratorio, particularmente con la preocupación vinculada al proyecto migratorio. Autores como Revilla et al. (2011) encontraron que los migrantes en situación de desempleo presentaban niveles más altos de preocupación que aquellos con empleo estable, lo que sugiere que la falta de trabajo incrementa el estrés asociado a la posibilidad de no alcanzar los objetivos que motivaron la migración y, con ello, aumenta la vulnerabilidad psicosocial. En este sentido, la precariedad laboral actúa como un factor de riesgo que intensifica el duelo migratorio, especialmente cuando se combina con otras condiciones de vulnerabilidad como la irregularidad administrativa o el menor tiempo de residencia en el país de acogida.

López de León y Puertas (2022) estudiaron 454 migrantes en España y demostraron que la intensidad del duelo migratorio está mediada por las estrategias de afrontamiento utilizadas. Los autores encontraron una asociación significativa entre el duelo migratorio y los síntomas de ansiedad y depresión, particularmente en contextos de vulnerabilidad. Quienes optan por estrategias desadaptativas como la evitación o la negación presentan niveles más altos de malestar psicológico, mientras que aquellos que buscan apoyo emocional o reinterpretan positivamente su experiencia muestran una mejor adaptación. Estos hallazgos sugieren que el duelo migratorio no depende únicamente de las condiciones externas, sino también de los recursos internos y las estrategias psicológicas de cada persona.

Diversos estudios han documentado la presencia de malestar emocional en población migrante. Navarro Barrios y Rodríguez González (2003) encontraron que el 53% de

inmigrantes en Granada, España, presentaba síntomas elevados de ansiedad y el 11% depresión significativa, siendo el tiempo de residencia menor a dos años, la situación irregular y la ausencia de apoyo social los principales factores de riesgo identificados.

La evidencia empírica indica además que la ansiedad y la depresión no siempre se manifiestan de forma típica en migrantes. Khawaja y Mason (2008) encontraron que en migrantes africanos en Australia predominaban los síntomas somáticos, como dolores corporales o fatiga, más que los emocionales. Esto se debe a que en muchas culturas la expresión abierta del sufrimiento psicológico es estigmatizada, lo que lleva a una manifestación corporal del malestar.

En el contexto latinoamericano, el duelo migratorio adquiere matices propios. La migración dentro y fuera de América Latina suele estar impulsada por crisis políticas, desigualdad económica y violencia estructural (Organización Internacional para las Migraciones, 2015). Según datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2024), más del 55% de los migrantes latinoamericanos han experimentado síntomas relacionados con ansiedad o depresión en los primeros años posteriores a su desplazamiento. La vulnerabilidad legal, la xenofobia y la ausencia de redes familiares intensifican estos síntomas, dificultando la integración social.

Asimismo, investigaciones con migrantes latinoamericanos en diferentes países han identificado que el estrés aculturativo, la pérdida de lazos familiares y el duelo migratorio prolongado incrementa significativamente la probabilidad de experimentar sintomatología emocional (Revollo et al., 2011; López de León & Puertas, 2022). No obstante, pese a que el fenómeno migratorio es altamente relevante en la región, persiste una importante laguna de conocimiento sobre el duelo migratorio y su impacto específico en la ansiedad y la depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador.

En Ecuador, la población migrante ha aumentado considerablemente en los últimos años, principalmente debido al flujo migratorio procedente de Venezuela, lo que ha generado un notable cambio demográfico y social (Datosmacro, 2025). Sin embargo, la investigación científica nacional acerca del impacto emocional del proceso migratorio sigue siendo escasa.

En función de lo anterior, el objetivo general de esta investigación fue analizar la relación entre el duelo migratorio y los niveles de ansiedad y depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador. Los objetivos específicos fueron: (a) evaluar los

niveles de duelo migratorio, ansiedad y depresión presentes en los inmigrantes latinoamericanos participantes y (b) Analizar la relación entre el duelo migratorio, la ansiedad y la depresión en la población estudiada.

A partir del sustento teórico y empírico revisado, se plantearon las siguientes hipótesis de investigación: (1) A mayor duelo migratorio, mayores niveles de ansiedad; y (2): A mayor duelo migratorio, mayores niveles de depresión.

Bajo este escenario, el presente estudio se justifica por su valor teórico relevante, ya que aporta evidencia empírica en un campo poco explorado, contribuyendo a comprender cómo el duelo migratorio se relaciona con la ansiedad y la depresión en un país que ha experimentado un notable incremento en la llegada de población migrante latinoamericana. Al mismo tiempo, ofrece información que permitirá ver en qué medida los resultados reportados en otros países con migrantes distintos son generalizables a migrantes ecuatorianos, lo que a su vez posibilita analizar hasta qué punto los patrones ya descritos en otros contextos se ajustan a la realidad específica de esta población.

Método

a. Muestra

Según datos publicados por la Organización de las Naciones Unidas (ONU) y recopilados por Datosmacro (2025), Ecuador alberga aproximadamente a 784.787 personas inmigrantes, lo que representa el 4,48% de la población nacional. En este contexto, el presente estudio contó con una muestra de 384 inmigrantes latinoamericanos mayores de 18 años, residentes en Ecuador.

Para determinar el tamaño muestral de este estudio, se utilizó la fórmula para poblaciones finitas propuesta por Cochran (1977), considerando los siguientes parámetros: población total (N=784.787), nivel de confianza del 95% (Z=1.96), proporción esperada de máxima variabilidad (p=0.5), complemento de la proporción (q=0.5) y un margen de error del 5% (e=0.05). A partir de estos valores, se estimó un tamaño mínimo de muestra de 384 participantes.

La edad de los participantes osciló entre 20 y 80 años (M=40, SD=11). Con respecto al sexo, participaron 315 mujeres (82%) y 69 hombres (18%). En relación con el estado civil,

163 personas (42%) reportaron estar comprometidas (casadas o en unión de hecho), mientras que 221 participantes (58%) indicaron no tener compromiso (solteros o separados).

En cuanto a la situación laboral, 268 personas (70%) se encontraban empleadas (empleo formal o trabajo independiente), mientras que 116 personas (30%) estaban desempleadas (desempleados y estudiantes). Respecto al estatus migratorio, 304 participantes (79%) reportaron tener estatus regular, y 80 participantes (21%) indicaron un estatus irregular. En cuanto a la convivencia, 37 participantes (10%) vivían solos y 347 (90%) vivían acompañados.

El tiempo de residencia en Ecuador presentó una amplia variabilidad, con una media de 6.5 años y mayor concentración entre 5 y 8 años, por lo que se reporta únicamente de manera descriptiva.

Los criterios de inclusión fueron: (a) ser mayor de 18 años; (b) haber migrado desde un país latinoamericano; y (c) residir actualmente en Ecuador. Se excluyeron los formularios incompletos o que no cumplían con estos criterios. La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, en función de la accesibilidad y disposición de los individuos. Los datos se recolectaron mediante un formulario virtual difundido en redes sociales, en septiembre de 2025.

Consideraciones éticas

La investigación se desarrolló conforme a los principios éticos establecidos para estudios con seres humanos. La participación fue voluntaria, anónima y confidencial. Antes de iniciar el cuestionario, los participantes leyeron y aceptaron un consentimiento informado, en el cual se explicaron los objetivos del estudio, la naturaleza de su participación, la protección de la información recolectada y la posibilidad de retirarse en cualquier momento sin repercusiones. No se ofreció ningún tipo de compensación económica o material por participar. El manejo de los datos se realizó exclusivamente con fines académicos y respetando la integridad y privacidad de los participantes.

El estudio se desarrolló conforme a los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki (2013) y en las Normas Deontológicas del Colegio de Psicólogos del Ecuador (2017). Se respetaron los principios de autonomía, beneficencia, no maleficencia, justicia y confidencialidad. La participación fue completamente voluntaria, y todos los

participantes recibieron información detallada sobre los objetivos del estudio, los posibles riesgos y beneficios, y su derecho a retirarse en cualquier momento sin consecuencias.

Asimismo, se garantizó el anonimato de las respuestas, evitando la recopilación de datos personales sensibles. Los resultados se presentaron únicamente de manera agregada, con fines académicos y científicos. No se ofreció ningún tipo de compensación económica o material por participar en la investigación.

b. Tipo y diseño de investigación

De acuerdo con los objetivos planteados y la naturaleza del estudio, la investigación adoptó un enfoque cuantitativo y un diseño no experimental, ya que no se manipuló ninguna de las variables involucradas. Asimismo, se empleó un diseño transeccional o transversal, dado que los datos fueron recolectados en un único momento.

Según el objetivo del estudio, el diseño fue correlacional, puesto que se buscó analizar la relación entre el duelo migratorio, la ansiedad y la depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador. De manera complementaria, el diseño también tuvo un componente descriptivo, al incluir la caracterización de los niveles de duelo migratorio, ansiedad y depresión presentes en los participantes.

c. Instrumentos

Para la recolección de datos se emplearon tres instrumentos validados y ampliamente utilizados en población hispanohablante: el Cuestionario de Duelo y Pérdida Migratoria (MGLQ), el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) y el Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II).

El Cuestionario de Duelo y Pérdida Migratoria (Migrant Grief and Loss Questionnaire, MGLQ) fue desarrollado originalmente en inglés por Casado (2000) y posteriormente validado por Casado et al. (2010). Para este estudio se utilizó una versión del MGLQ traducida y adaptada al español. La traducción inicial fue realizada por un traductor bilingüe. Posteriormente, el contenido fue revisado por la tutora del estudio y por una participante de nacionalidad venezolana, quien señaló que el término “patria” podía tener connotaciones negativas en el contexto venezolano. A partir de estas observaciones, se ajustó la redacción de los ítems para asegurar la claridad y la adecuación cultural del instrumento.

Es un instrumento diseñado para evaluar la intensidad del duelo migratorio en personas que han experimentado procesos recientes de migración. Consta de 20 ítems formulados como afirmaciones que exploran experiencias emocionales vinculadas a la pérdida del país de origen, los cambios en la identidad y la disminución del sentido de pertenencia durante los últimos 30 días. Los ítems se responden mediante una escala tipo Likert de 4 puntos, que va de 0 (Nunca) a 3 (Siempre). Las puntuaciones totales oscilan entre 0 a 60 puntos; valores más altos indican mayor intensidad de duelo migratorio.

El comportamiento psicométrico del Cuestionario de Duelo y Pérdida Migratoria (MGLQ) se evaluó mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), utilizando el método de extracción de mínimos cuadrados ordinarios y la rotación oblimin. Los indicadores de adecuación muestral fueron satisfactorios: el índice Kaiser-Meyer-Olkin fue excelente (KMO = 0.935), con valores individuales entre 0.729 y 0.969. Asimismo, la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 3866.074$; $p < .001$), lo que confirmó la pertinencia de realizar el análisis factorial.

El AFE inicial reveló dos factores con cargas superiores a 0.40, que explicaron el 47.8% de la varianza total. El factor 1 explicó el 36.8% de la varianza y agrupó 16 ítems (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 13, 14, 15, 17 y 20), mientras que el factor 2 explicó el 11% de la varianza y cargó en 4 ítems (11, 16, 18 y 19). De acuerdo con los criterios de Kaiser y Horn, ambos factores presentaron autovalores superiores a 1 (Kaiser: 8.227 y 1.327; Horn: autovalores reales 8.182 y 1.085 mayores que los simulados), lo que sugiere que, en términos estrictamente estadísticos, sería posible considerar dos factores. No obstante, el segundo autovalor fue considerablemente menor y apenas superó el umbral mínimo, por lo que no constituye una dimensión sustantiva frente al autovalor claramente dominante del primer factor. En coherencia con ello, el gráfico de sedimentación de Catell mostró un único autovalor destacado (figura 1), lo que apunta a una estructura esencialmente unidimensional. Además, al emplear rotación oblimin, se observó una correlación moderada entre los factores ($r = 0.453$), lo que indica que no representan dimensiones independientes dentro del constructo evaluado.

El análisis detallado reveló cargas cruzadas en nueve ítems (7, 9, 10, 11, 12, 14, 15, 16 y 20), lo que indica que las dimensiones no son independientes y que estos ítems comparten varianza entre factores. Ante esta situación, se probó una solución unidimensional: el factor único obtuvo un autovalor de 8.182 y explicó el 41% de la varianza total, con cargas

factoriales entre 0.218 y 0.807, lo que sugiere una estructura conceptual coherente. No obstante, el ítem 18 presentó una carga factorial baja en el modelo unidimensional (0.218, inferior al punto de corte de 0.40) y una correlación baja con el puntaje total (r = 0.227), por lo que se consideró su exclusión del instrumento.

La consistencia interna del instrumento con los 20 ítems fue alta (α = 0.926; ω = .929). Al eliminar el ítem 18, la confiabilidad mostró un ligero incremento (α = .930; ω = .932), evidenciando que la exclusión de dicho ítem mejora ligeramente la consistencia interna del instrumento. Adicionalmente, sin el ítem 18 las correlaciones ítem-total oscilaron entre 0.435 y 0.772, lo que indica que todos los ítems restantes contribuyen de manera significativa al constructo evaluado.

En conjunto, los hallazgos respaldan que el MGLQ presenta, en esta muestra, propiedades psicométricas adecuadas, con evidencia a favor de una solución unidimensional compuesta por 19 ítems. Esta estructura difiere parcialmente de la propuesta original de Casado et al. (2010), quienes plantearon dos dimensiones (Apego a la patria y Discontinuidad en la identidad); sin embargo, los resultados obtenidos sugieren que, en esta muestra, los ítems tienden a agruparse de manera más homogénea, reflejando un constructo altamente integrado (tabla 1).

Figura 1

Gráfico de sedimentación de la escala MGLQ

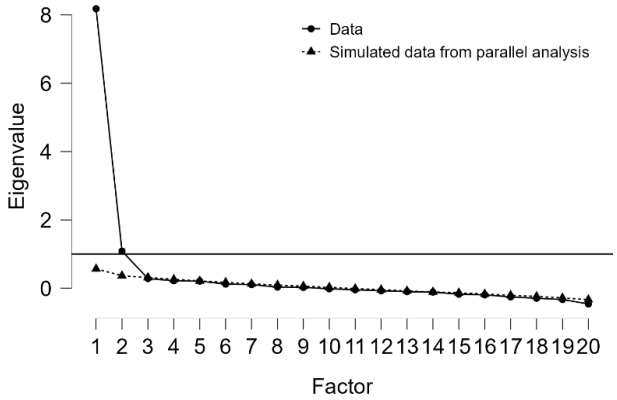

Tabla 1

Matriz de estructura de la escala MGLQ

Ítems	Carga factorial	Coeficiente Omega si se elimina el ítem	Correlación ítem-resto
DM 1: Echo de menos mi país	0,738	ω=0,927	0,704
DM 2: Siento que las cosas eran más agradables en mi tierra	0,542	ω=0,931	0,520
DM 3: Sueño con volver a mi país	0,727	ω=0,927	0,693
DM 4: Desde que salí de mi país, siento que he adoptado con más fuerza las costumbres de mi país natal	0,657	ω=0,929	0,623
DM 5: Pienso y me preocupo por mi país y su gente	0,574	ω=0,930	0,538
DM 6: Siento que no hay mejor lugar que mi país	0,725	ω=0,927	0,691
DM 7: Siento que mis pensamientos se dirigen a cosas asociadas con mi país	0,779	ω=0,926	0,744
DM 8: Pienso en cosas agradables de mi país	0,623	ω=0,929	0,590
DM 9: Siento que hice las cosas mejor en mi tierra	0,604	ω=0,929	0,592
DM 10: Siento que dejar mi país natal fue como tener una parte de mí cortada	0,688	ω=0,928	0,669
DM 11: Me siento como un extraño en este país	0,579	ω=0,930	0,578
DM 12: Me encuentro pensando en mi país	0,807	ω=0,925	0,772

DM 13: Solo tengo buenos recuerdos de mi país	0,493	ω=0,932	0,456
DM 14: Me dan ganas de llorar cuando recuerdo a mi país	0,718	ω=0,927	0,693
DM 15: Me molesta pensar en estar lejos de mi país	0,748	ω=0,926	0,728
DM 16: Siento que no estoy seguro de quién soy desde que me mudé a este país	0,501	ω=0,932	0,505
DM 17: No importa dónde esté, siento que mi país siempre será mi hogar	0,731	ω=0,927	0,692
DM 19: Me siento perdido en este país	0,424	ω=0,932	0,435
DM 20: Siento la necesidad de tener algo que me recuerde a mi país	0,616	ω=0,929	0,602

El Inventario de Ansiedad de Beck (Beck Anxiety Inventory, BAI), desarrollado por Beck et al. (1988), es un instrumento de autoinforme compuesto por 21 ítems diseñado para medir la intensidad de los síntomas de ansiedad. Cada ítem describe un síntoma físico o cognitivo característico de la ansiedad, tales como palpitaciones, temblores, sensación de ahogo, miedo o inquietud. Para este estudio se utilizó la adaptación al español validada en población argentina por Vizioli y Pagano (2020). Los participantes indican en qué medida han experimentado cada síntoma durante la última semana mediante una escala tipo Likert de 4 puntos, de 0 (Nada en absoluto) a 3 (Gravemente, casi insoportable). El puntaje total se obtiene sumando las respuestas de los 21 ítems, con un rango entre 0 y 63 puntos; valores más altos reflejan mayor sintomatología ansiosa. La interpretación del puntaje total se organiza en cuatro niveles: ansiedad mínima (0–7), leve (8–15), moderada (16–25) y severa (26–63).

El análisis del comportamiento psicométrico del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) se realizó con el objetivo de examinar la validez del constructo a partir de su estructura interna mediante un análisis factorial exploratorio (AFE). Se empleó el método de extracción de mínimos cuadrados ordinarios y la rotación oblimin. Los supuestos del AFE fueron

satisfactorios: el índice Kaiser-Meyer-Olkin fue excelente (KMO = 0.952), con valores individuales entre 0.932 y 0.974, y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa (χ^2 = 4412.312; p < .001), lo que indicó que la matriz de correlaciones era adecuada para el análisis factorial.

El AFE inicial evidenció una solución de tres factores con cargas superiores a 0.40. El factor 1 explicó el 23,5% de la varianza y agrupó 8 ítems (4, 5, 8, 9, 10, 14, 16 y 17), el factor 2 explicó el 22,8% de la varianza y agrupó 10 ítems (6, 7, 11, 12, 13, 15, 18, 19, 20 y 21) y el factor 3 explicó el 5,7 de la varianza y agrupó 3 ítems (1, 2 y 3). Para determinar el número óptimo de factores se aplicaron criterios complementarios. El criterio de Kaiser identificó dos factores con autovalores superiores a 1 (9.227 y 1.051), mientras que el gráfico de sedimentación de Cattell (figura 2) y el análisis paralelo de Horn señalaron la presencia de un solo factor claramente diferenciado (autovalor real = 9.144).

Adicionalmente, se observaron cargas cruzadas entre los factores, lo que indica que las dimensiones no son completamente independientes y que ciertos ítems comparten varianza entre factores. Asimismo, las correlaciones positivas entre los factores (r = 0.691 entre factores 1 y 2; r = 0.348 entre factores 1 y 3; r = 0.344 entre factores 2 y 3) sugieren interdependencia entre ellos. Este patrón justificó probar una solución unidimensional: en el modelo de un solo factor, se obtuvo un autovalor de 9.144 que explicó el 43.5% de la varianza total, con cargas factoriales entre 0.475 y 0.783, lo que respalda una estructura esencialmente unidimensional.

La confiabilidad del instrumento fue elevada, con un alfa de Cronbach de 0.940 (IC 95%: 0.929–0.950) y un omega de McDonald de 0.942 (IC 95%: 0.931–0.951). Las correlaciones ítem-total variaron entre 0.465 y 0.762, lo que indica que todos los ítems contribuyen significativamente al constructo de ansiedad. La eliminación de cualquier ítem no incrementó la confiabilidad, por lo que se mantuvieron los 21 ítems del instrumento (tabla 2).

Si bien el estudio original de Beck et al. (1988) propuso una estructura bifactorial, diversas adaptaciones en población hispanohablante, incluida la validación argentina de Vizioli y Pagano (2020), han respaldado un modelo unidimensional, lo cual concuerda con los resultados obtenidos en el presente estudio.

Figura 2

Gráfico de sedimentación de la escala BAI

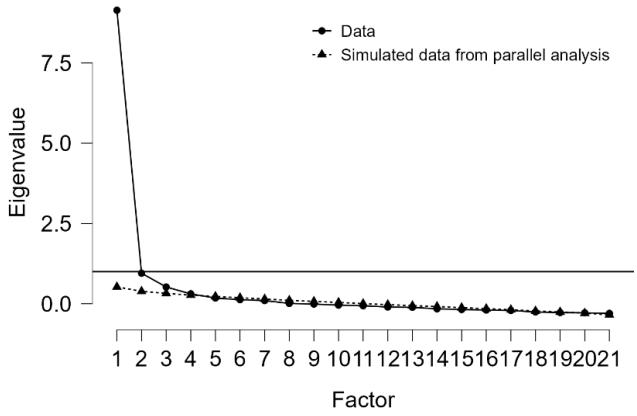

Tabla 2

Matriz de estructura de la escala BAI

Ítems	Carga factorial	Coeficiente Omega si se elimina el ítem	Correlación ítem-resto
A1: Hormigueo o entumecimiento	0,546	ω=0,940	0,537
A2: Sensación de calor	0,475	ω=0,941	0,465
A3: Debilidad en las piernas	0,550	ω=0,940	0,539
A4: Incapacidad parar relajarme	0,623	ω=0,939	0,610
A5: Miedo a que suceda lo peor	0,667	ω=0,939	0,654
A6: Mareos o vértigos	0,594	ω=0,940	0,574
A7: Palpitaciones o taquicardia	0,715	ω=0,938	0,689
A8: Sensación de inestabilidad	0,685	ω=0,938	0,665
A9: Sensación de estar aterrorizado	0,732	ω=0,937	0,709
A10: Nerviosismo	0,775	ω=0,937	0,751
A11: Sensación de ahogo	0,750	ω=0,937	0,718
A12: Temblor de manos	0,624	ω=0,940	0,597
A13: Temblor generalizado o estremecimiento	0,660	ω=0,939	0,637
A14: Miedo a perder el control	0,741	ω=0,937	0,715
A15: Dificultad para respirar	0,696	ω=0,939	0,669
A16: Miedo a morir	0,614	ω=0,940	0,595

A17: Estar asustado	0,783	ω=0,936	0,762
A18: Indigestión o molestia en el abdomen	0,676	ω=0,939	0,654
A19: Sensación de irme a desmayar	0,659	ω=0,939	0,634
A20: Rubor facial (sonrojarse, ponerme colorado/a)	0,568	ω=0,940	0,550
A21: Sudoración (no debida al calor)	0,624	ω=0,940	0,600

El Inventario de Depresión de Beck-II (Beck Depression Inventory-II, BDI-II) es un cuestionario de autoinforme ampliamente utilizado para evaluar la severidad de los síntomas depresivos (Beck et al., 1996). Está compuesto por 21 ítems, cada uno con cuatro alternativas de respuesta que describen diferentes niveles de gravedad del síntoma experimentado durante las dos semanas previas. Para este estudio se utilizó la adaptación española de Sanz et al. (2003). Cada ítem se puntúa en una escala ordinal de 0 a 3, y la suma total de las puntuaciones oscila entre 0 y 63 puntos, donde puntuaciones más altas indican mayor sintomatología depresiva. La interpretación clínica se organiza en los siguientes rangos establecidos por dicha adaptación: 0–13 (mínima depresión), 14–19 (depresión leve), 20–28 (depresión moderada) y 29–63 (depresión grave).

De acuerdo con la adaptación española de Sanz et al. (2003), el instrumento evalúa una dimensión general de depresión estructurada a partir de dos áreas específicas altamente correlacionadas entre sí: la dimensión cognitivo–afectiva, que incluye síntomas relacionados con el estado de ánimo deprimido, la autovaloración negativa y las distorsiones cognitivas (ítems 1, 2, 3, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 13 y 17), y la dimensión somático–motivacional, que abarca síntomas vinculados con cambios fisiológicos, motivacionales y conductuales (ítems 4, 12, 15, 16, 18, 20 y 21). En conjunto, estos componentes permiten evaluar tanto los aspectos emocionales como los somáticos del cuadro depresivo.

El comportamiento psicométrico del BDI-II se evaluó mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), utilizando el método de extracción de mínimos cuadrados ordinarios y la rotación oblimin. Los indicadores de adecuación muestral fueron excelentes: el índice Kaiser-Meyer-Olkin fue muy alto (KMO = 0.958), con valores individuales entre 0.926 y 0.971, y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 4420.828$; $p < .001$), lo que confirmó que la matriz de correlaciones era adecuada para el análisis factorial.

El AFE inicial mostró una solución de tres factores con cargas factoriales superiores a 0.40. El factor 1 explicó el 27% de la varianza y agrupó 13 ítems (1, 4, 10, 11, 12, 13, 15, 16, 17, 18, 19, 20 y 21), el factor 2 explicó el 16,7% de la varianza y cargó en 7 ítems (2, 3, 5, 6, 7, 8 y 14) y el factor 3 explicó el 8,2% de la varianza y cargó en un solo ítem (9). Sin embargo, debido a la presencia de múltiples cargas cruzadas y a la correlación entre factores, se aplicaron criterios complementarios para determinar el número óptimo de factores. El criterio de Kaiser identificó un único factor con autovalor superior a 1 (9.468), mientras que el criterio de Cattell (figura 3) mostró un punto de inflexión pronunciado después del primer factor, y el análisis paralelo de Horn indicó que solo el primer autovalor real (9.405) superaba a los simulados. Los tres criterios convergieron en respaldar una estructura unidimensional.

Las correlaciones interfactoriales también apoyaron esta decisión, evidenciándose relaciones positivas moderadas entre los factores (0.688 entre F1–F2; 0.503 entre F1–F3; 0.471 entre F2–F3), lo que sugiere que los factores no representan dimensiones independientes. Por ello, se probó un modelo unifactorial. En esta solución, el factor único obtuvo un autovalor de 9.405, explicando el 44.8% de la varianza total, con cargas factoriales entre 0.420 y 0.807, lo que indica una estructura coherente y consistente

La confiabilidad del instrumento fue elevada. El análisis mostró un alfa de Cronbach de 0.940 (IC 95%: 0.930–0.948) y un omega de McDonald de 0.944 (IC 95%: 0.933–0.952), valores que reflejan una excelente consistencia interna. Las correlaciones ítem–total oscilaron entre 0.423 y 0.777, lo que indica que todos los ítems contribuyen de manera significativa a la medición del constructo depresivo. La eliminación de cualquier ítem no incrementó la fiabilidad, por lo que se determinó mantener los 21 ítems del instrumento (tabla 3).

Los resultados obtenidos respaldan que el BDI-II presenta propiedades psicométricas sólidas y una estructura unidimensional en esta muestra, lo cual es congruente con la validación original de Beck et al. (1996) y con la adaptación española de Sanz et al. (2003), que describen una dimensión general robusta con componentes cognitivo-afectivos y somático-motivacionales altamente correlacionados.

Figura 3

Gráfico de sedimentación de la escala BDI-II

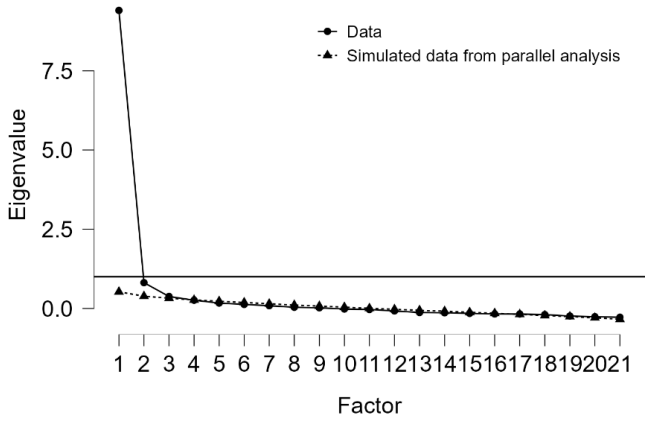

Tabla 3

Matriz de estructura de la escala BDI-II

Ítems	Carga factorial	Coeficiente Omega si se elimina el ítem	Correlación ítem-resto
D1: Tristeza	0,668	ω=0,941	0,643
D2: Pesimismo	0,621	ω=0,942	0,620
D3: Fracaso	0,562	ω=0,943	0,555
D4: Pérdida de placer	0,634	ω=0,941	0,607
D5: Sentimientos de culpa	0,634	ω=0,942	0,638
D6: Sentimiento de castigo	0,420	ω=0,943	0,423
D7: Disconformidad con uno mismo	0,724	ω=0,940	0,687
D8: Autocrítica	0,716	ω=0,940	0,680
D9: Pensamientos o deseos suicidas	0,557	ω=0,942	0,534
D10: Llanto	0,563	ω=0,943	0,548
D11: Agitación	0,692	ω=0,940	0,672
D12: Pérdida de interés	0,807	ω=0,938	0,777
D13: Indecisión	0,800	ω=0,938	0,771
D14: Desvalorización	0,749	ω=0,940	0,709
D15: Pérdida de energía	0,779	ω=0,939	0,760
D16: Cambios en los hábitos	0,601	ω=0,942	0,593
D17: Irritabilidad	0,677	ω=0,941	0,658

D18: Cambios en el apetito	0,637	ω=0,941	0,626
D19: Dificultad de concentración	0,780	ω=0,939	0,765
D20: Cansancio o Fatiga	0,752	ω=0,939	0,738
D21: Pérdida de interés en el sexo	0,524	ω=0,943	0,518

d. Análisis de datos

Los datos fueron procesados mediante el software estadístico JASP. El análisis se desarrolló en tres etapas: en primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de las variables de duelo migratorio, ansiedad y depresión, obteniendo medidas de tendencia central y dispersión, así como índices de asimetría y curtosis. En segundo lugar, se evaluaron los supuestos de normalidad mediante asimetría, curtosis, gráficos Q–Q y la prueba de Shapiro–Wilk, y la homogeneidad de varianzas mediante la prueba de Brown–Forsythe cuando fue pertinente.

En tercer lugar, se llevó a cabo el análisis inferencial. Dado el incumplimiento del supuesto de normalidad, se utilizaron coeficientes de correlación Rho de Spearman para estimar la relación entre el duelo migratorio, la ansiedad y la depresión, así como entre estas variables y el tiempo de residencia en Ecuador. Además, se compararon los niveles de duelo migratorio y ansiedad según la situación laboral (empleados vs. desempleados) mediante la prueba U de Mann–Whitney y, en el caso de la depresión, mediante la prueba t de Welch debido a la heterogeneidad de varianzas.

e. Resultados

El análisis descriptivo incluyó medidas de tendencia central (media y mediana) y de dispersión (desviación típica, varianza y coeficiente de variación) para las variables duelo migratorio, ansiedad y depresión.

En duelo migratorio, la media fue de 39.16 y la mediana 41, lo que señala que en promedio los participantes reflejaron una puntuación de 39 sobre 60 puntos, correspondiendo a una puntuación media-alta dentro del rango posible. La desviación estándar fue de 12.73, acompañada de un coeficiente de variación del 32.5% que indica una muestra muy

heterogénea (≥26%). La distribución presentó asimetría negativa (–0.627), es decir que los datos tienden a agruparse hacia los valores altos de la variable.

En ansiedad, la media fue de 17.64 y la mediana de 16, indicando que en promedio los participantes reflejaron una puntuación de 18 sobre 63 puntos, correspondiente a una puntuación baja. La desviación estándar alcanzó 12.93, con un coeficiente de variación del 73.3%, lo que evidencia una muestra muy heterogénea (≥26%). La distribución presentó asimetría positiva (0.775), mostrando que los datos tienden a agruparse hacia los valores bajos de la variable.

En depresión, la media fue de 13.87 y la mediana de 13, lo que indica que en promedio los participantes obtuvieron una puntuación de 14 sobre 63 puntos, reflejando una puntuación baja dentro del rango posible. La desviación estándar fue de 10.48 y el coeficiente de variación del 75.5, evidenciando nuevamente una muestra muy heterogénea (≥26%). Presentó asimetría positiva (0.575), indicando que los datos tienden a agruparse hacia los valores bajos de la variable.

Para evaluar el supuesto de normalidad se analizaron la asimetría, la curtosis, sus errores estándar correspondientes, los gráficos Q–Q plot y la prueba de Shapiro–Wilk:

En la variable duelo migratorio, la asimetría fue de −0.627 (SE = 0.125), lo que indica una asimetría negativa, es decir, una mayor concentración de valores hacia el extremo alto y una cola extendida hacia los valores bajos. En contraste, las variables ansiedad y depresión presentaron asimetrías positivas (ansiedad: 0.775; depresión: 0.575; SE = 0.125 en ambos casos), caracterizada con una mayor concentración de valores bajos y una cola extendida hacia los valores altos.

En cuanto a la curtosis, los tres valores se ubicaron dentro del rango esperado para distribuciones mesocúrticas (K = 0 ± 0.50; duelo migratorio: −0.111; ansiedad: 0.230; depresión: −0.355. Sin embargo, la razón asimetría/error estándar superó los valores críticos esperados para muestras grandes, lo que señala desviaciones relevantes respecto a la normalidad. Estos hallazgos fueron coherentes con los gráficos Q–Q plot, en los que se observaron desviaciones sistemáticas en las colas. Además, la prueba de Shapiro–Wilk fue significativa en duelo migratorio ($W = 0.962$, $p < 0.001$), ansiedad ($W = 0.945$, $p < 0.001$) y depresión ($W = 0.948$, $p < 0.001$), confirmando que ninguna de las variables se ajusta plenamente a una distribución normal.

En conjunto, estos resultados indicaron que ninguna de las variables cumplió adecuadamente con el supuesto de normalidad, por lo que se consideró necesario emplear pruebas no paramétricas en el análisis inferencial. Con el fin de reducir la probabilidad de realizar inferencias inadecuadas sobre la relación entre las variables, se utilizó el coeficiente Rho de Spearman, adecuado para distribuciones no normales y para variables ordinales o de intervalo con asimetría marcada.

De acuerdo con el coeficiente Rho de Spearman, se encontró una correlación positiva, moderada y significativa entre duelo migratorio y ansiedad ($\rho = .388$, $p < 0.001$), lo que indica que un incremento en el duelo migratorio se asocia a un ligero aumento en los niveles de ansiedad. Estos resultados respaldan la Hipótesis 1.

Asimismo, se observó una correlación positiva, débil y significativa entre duelo migratorio y depresión ($\rho = .290$, $p < 0.001$), de modo que un mayor duelo migratorio se asocia con un aumento leve en la sintomatología depresiva. Estos resultados respaldan la Hipótesis 2.

Análisis adicionales

Se exploraron diferencias en los niveles de duelo migratorio, ansiedad y depresión entre migrantes empleados y desempleados. Previamente, se evaluaron los supuestos estadísticos. La prueba de Shapiro–Wilk mostró desviaciones significativas de la normalidad en las tres variables (duelo migratorio: $W = 0.962$, $p < 0.001$; ansiedad: $W = 0.948$, $p < 0.001$; depresión: $W = 0.959$, $p < 0.001$). Asimismo, el contraste de Brown–Forsythe indicó incumplimiento del supuesto de igualdad de varianzas de error en depresión ($F = 5.272$, $p = 0.022$), pero no en duelo migratorio ($F = 0.028$, $p = 0.867$) ni en ansiedad ($F = 0.946$, $p = 0.331$).

Considerando estos resultados, se revisaron conjuntamente las pruebas *t* de Student y las pruebas no paramétricas de Welch y U de Mann–Whitney. Para duelo migratorio y ansiedad no se cumplió el supuesto de normalidad, pero sí el de homocedasticidad; por ello, se empleó la prueba U de Mann–Whitney.

En duelo migratorio no se observaron diferencias significativas entre empleados y desempleados ($U = 16{,}527.50$, $p = 0.325$), con medias muy similares entre ambos grupos (desempleados: $M = 40.22$, $SD = 12.56$; empleados: $M = 38.70$, $SD = 12.80$). De manera

similar, en ansiedad tampoco se encontraron diferencias significativas ($U = 16{,}282.50$, $p = 0.460$), con medias comparables entre desempleados ($M = 18.60$, $SD = 13.99$) y empleados ($M = 17.22$, $SD = 12.45$).

En el caso de la depresión, no se cumplieron los supuestos de normalidad ni el supuesto de homocedasticidad; por ello, se interpretó exclusivamente la prueba de Welch. Los resultados mostraron diferencias significativas entre ambos grupos (t de Welch = 2.984, gl = 190.6 p = .003), indicando que los migrantes desempleados presentaron niveles más altos de sintomatología depresiva ($M = 16.42$, $SD = 11.51$) en comparación con los empleados ($M = 12.76$, $SD= 9.82$).

En conjunto, los resultados indican que la situación laboral no se asocia con diferencias en los niveles de duelo migratorio ni de ansiedad, pero sí con diferencias significativas en depresión, siendo los migrantes desempleados quienes reportaron mayor sintomatología depresiva.

Con el objetivo de examinar si el tiempo de estadía en Ecuador (medido en años) se relaciona con los niveles de duelo migratorio, ansiedad y depresión, se calcularon correlaciones de Spearman entre las variables. Previamente se evaluaron los supuestos de normalidad bivariada; las pruebas de Shapiro–Wilk fueron significativas para duelo–tiempo de residencia ($W = 0.743$, $p < 0.001$), ansiedad–tiempo de residencia ($W = 0.728$, $p < 0.001$) y depresión–tiempo de residencia ($W = 0.731$, $p < 0.001$), lo que indica incumplimiento del supuesto de normalidad bivariada y respalda el uso de un coeficiente no paramétrico.

Los resultados mostraron que el tiempo de estadía no se asoció de manera significativa con el duelo migratorio ($\rho = –0.085$, $p = 0.098$). De igual forma, no se identificaron correlaciones significativas con ansiedad ($\rho = 0.020$, $p = 0.690$) ni con depresión ($\rho = –0.066$, $p = 0.199$), lo que indica que los años viviendo en Ecuador no guardaron una relación relevante con los niveles de sintomatología ansiosa o depresiva.

En conjunto, estos hallazgos sugieren que el tiempo de residencia en el país (Ecuador) no se relaciona de forma significativa con los niveles actuales de duelo migratorio, ansiedad o depresión.

Aunque se recolectaron otras características sociodemográficas, como sexo, estatus migratorio y tipo de convivencia, estas no fueron incluidas en los análisis adicionales debido

a la marcada desigualdad en el tamaño de los grupos. Las diferencias sustanciales en "n" comprometen la estabilidad de las estimaciones, reducen la potencia estadística y pueden generar resultados poco fiables (Jung, 2013).

f. Discusión

El presente estudio evidenció que el duelo migratorio se relaciona de manera positiva con la ansiedad y la depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador. En concreto, se encontraron correlaciones significativas y de magnitud moderada entre el duelo migratorio y la ansiedad, y correlaciones significativas pero débiles entre el duelo migratorio y la depresión. Estos resultados indican que, a medida que aumenta el duelo migratorio, también se incrementan los niveles de ansiedad y depresión. Estos hallazgos coinciden con la propuesta teórica de Achotegui (2008) y Xunta de Galicia (2022), quienes plantean que las múltiples pérdidas afectivas, sociales y culturales propias del proceso migratorio pueden afectar la salud mental de las personas migrantes.

Estos resultados son consistentes con investigaciones previas realizadas en distintos contextos. López y Puertas (2022) reportaron correlaciones positivas y significativas entre el duelo migratorio y el malestar psicológico (ansiedad y depresión), evidenciando que niveles más elevados de duelo se asocian con un incremento en la sintomatología emocional. De manera semejante, Navarro y Rodríguez (2003) señalaron que la incomunicación, el aislamiento y la escasez de soporte social incrementan los niveles de ansiedad y depresión en la población migrante, lo cual concuerda con los hallazgos del presente estudio. Asimismo, Khawaja y Mason (2008) encontraron que el malestar psicológico asociado a la migración, incluyendo síntomas depresivos y ansiosos, es mayor durante las etapas iniciales de adaptación, reforzando la dirección positiva observada entre el duelo migratorio y la sintomatología emocional.

Investigaciones adicionales también destacan el efecto acumulativo de las pérdidas asociadas al proceso migratorio como estresor psicológico. Por ejemplo, Casado et al. (2010) y Cummings et al. (2011) señalan que estas experiencias pueden generar un desgaste emocional relevante, incluso en procesos migratorios voluntarios. De igual modo, los resultados se alinean con lo planteado por Im y Neff (2020), quienes describen que la acumulación de pérdidas culturales y afectivas deteriora progresivamente la capacidad de

afrontamiento emocional. En conjunto, esta convergencia de hallazgos internacionales sugiere que la asociación entre duelo migratorio, ansiedad y depresión es robusta y se mantiene en diferentes contextos culturales y geográficos, y el presente estudio aporta evidencia empírica novedosa desde el contexto latinoamericano, ampliando la comprensión del fenómeno y fortaleciendo la validez intercultural de esta relación.

El análisis de variables contextuales permitió complementar los hallazgos centrales del estudio. En relación con la situación laboral, no se identificaron diferencias significativas entre personas empleadas y desempleadas en duelo migratorio ni en ansiedad. Sin embargo, sí se observaron diferencias significativas en depresión: las personas desempleadas presentaron niveles más altos de sintomatología depresiva que quienes contaban con empleo. Este resultado es coherente con lo planteado por Revilla et al. (2011), quienes señalan que la falta de trabajo incrementa la preocupación y el malestar emocional en la población migrante, afectando la estabilidad de su proyecto migratorio.

Por otro lado, el tiempo de estadía en Ecuador no mostró una asociación significativa con el duelo migratorio, la ansiedad ni la depresión, lo que indica que, en esta muestra, la duración de la residencia no influyó directamente en el malestar emocional. Este resultado contrasta con estudios que han observado mayores niveles de ansiedad y malestar en los primeros años de residencia y una disminución progresiva del malestar psicológico a medida que se prolonga la estancia en el país de acogida (Navarro y Rodríguez, 2003; Revilla et al., 2011; Khawaja y Mason, 2008), por lo que podría deberse a características particulares de la muestra o a la influencia de otros factores contextuales no analizados.

Desde el punto de vista psicométrico, los tres instrumentos empleados (*MGLQ*, *BAI* y *BDI-II*) presentaron altos niveles de consistencia interna, lo que respalda la precisión de las mediciones. Además, el análisis factorial exploratorio del *MGLQ* evidenció una estructura unidimensional, distinta a la propuesta original de Casado et al. (2010), quienes identificaron dos dimensiones (apego a la patria y discontinuidad en la identidad). Este hallazgo representa una aportación psicométrica relevante, ya que aporta evidencia adicional sobre la consistencia interna del instrumento y su validez estructural en población latinoamericana. De igual forma, se destacan como fortalezas el tamaño muestral adecuado, la consistencia interna elevada de los instrumentos utilizados y la obtención de datos psicométricos actualizados, que otorgan solidez a los resultados y aportan evidencia empírica útil para futuras investigaciones en salud mental y migración. Al mismo tiempo, la inclusión de variables como el estatus

migratorio, la situación laboral, el tiempo de residencia y la convivencia familiar representa una fortaleza metodológica, ya que permitió analizar el fenómeno desde una perspectiva más amplia y contextualizada.

No obstante, entre las limitaciones se reconoce el diseño transversal, que impide establecer relaciones causales entre las variables. Asimismo, no se consideró el motivo de la migración, variable que autores como López y Puertas (2022) identifican como relevante para explicar las diferencias en los niveles de duelo migratorio, ansiedad y depresión; estos autores reportaron que quienes migraron por motivos de inseguridad o relacionados con su orientación sexual presentaban niveles más altos de duelo migratorio y malestar psicológico que aquellos que lo hicieron por razones educativas o laborales.

Otra limitación importante recae en la composición de la muestra, que refleja principalmente la situación emocional de mujeres migrantes, con estatus migratorio regular y que viven acompañadas, lo cual introduce un sesgo en la representación de los perfiles migratorios y limita la posibilidad de generalizar los resultados a otros grupos, como hombres, personas en situación migratoria irregular o migrantes que viven solos. Dado que estos factores no fueron incorporados en el presente estudio, se sugiere que futuras investigaciones lo incluyan junto con otras condiciones contextuales, como el idioma o la situación política del país del que provienen, ya que estas variables pueden influir significativamente en la salud mental de la población migrante.

En conjunto, los análisis realizados permiten concluir que el duelo migratorio se relaciona significativamente con la ansiedad y la depresión en inmigrantes latinoamericanos residentes en Ecuador, confirmando que las pérdidas afectivas, culturales y sociales propias del proceso migratorio influyen directamente en su bienestar psicológico.

Bibliografía

Achotegui, J. (2009). Migración y salud mental. El síndrome del inmigrante con estrés crónico y múltiple (síndrome de Ulises). *Zerbitzuan: Revista de Servicios Sociales, 46*, 163–171. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3119470

Achotegui, J., López, A., Morales, M., Espeso, D., & Achotegui, A. (2015). Estudio sociodemográfico de los inmigrantes con síndrome de Ulises: Estudio sobre 1.110 inmigrantes atendidos en el SAPPIR en Barcelona. *Norte de Salud Mental, 13*(52), 70–78. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5191741

American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.). American Psychiatric Publishing. https://archive.org/details/dsm-5-tr

Atak, M., Sezerol, M., & Deger, M. (2023). Investigation of factors related to anxiety and depression levels in elderly Syrian migrants: A survey study: Anxiety and depression levels in elderly migrants. The Injector, 2(3), 203–215. https://doi.org/10.5281/zenodo.8414010

Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (2012). *Terapia cognitiva de la depresión* (20.ª ed.). Desclée de Brouwer. https://www.edesclee.com/img/cms/pdfs/9788433006264.pdf

Casado, B. L., & Leung, P. (2002). Migration grief and depression among elderly Chinese American immigrants. *Journal of Gerontological Social Work, 36*(1–2), 5–26. https://doi.org/10.1300/J083v36n01_02

Casado, B. L., Hong, M., & Harrington, D. (2010). Measuring migration grief and loss associated with immigration. *Sage Journals, 20*(6), 611–620. https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1049731509360840

Clark, D. A., & Beck, A. T. (2012). *Terapia cognitiva para trastornos de ansiedad: Ciencia y práctica* (1.ª ed.). Desclée de Brouwer. https://www.edesclee.com/img/cms/pdfs/9788433025371.pdf

Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2024). *Panorama social de América Latina y el Caribe: Desafíos de la protección social no contributiva para avanzar hacia el desarrollo social inclusivo*. Naciones Unidas. https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/b47d0172-5948-467c-804e-083de2968fe9/content

Cummings, S., Sull, L., Davis, C., & Worley, N. (2011). Correlates of depression among older Kurdish refugees. *Social work*, *56*(2), 159–168. https://doi.org/10.1093/sw/56.2.159

Datosmacro. (2025). *Datos macro*. Obtenido de https://datosmacro.expansion.com/demografia/migracion/inmigracion/ecuador

Fernández Rodríguez, J. C., Domínguez Pineda, N. Z., & Miralles Muñoz, F. (2020). El Síndrome de Ulises: el estrés límite del inmigrante. *Revista de Estudios en Seguridad Internacional*, *6*(1), 101-117. http://dx.doi.org/10.18847/1.11.7

Im, H., & Neff, J. (2020). Spiral loss of culture: Cultural trauma and bereavement of bhutanese refugee elders. *Journal of Immigrant & Refugee Studies*, *19*(2), 99–113. https://doi.org/10.1080/15562948.2020.1736362

Jung, S.-H. (2013). Stratified Fisher's exact test and its sample size calculation. *Biometrical Journal, 56(1),* 129–140. https://doi.org/10.1002/bimj.201300048

Khawaja, N. G., White, K. M., y Schweitzer, R. D. (2008). Difficulties and coping strategies of Sudanese refugees: A qualitative approach. Transcultural Psychiatry, 45(3), 489–512. https://doi.org/10.1177/1363461508094678

López de León, M. A., & Puertas, A. C. (2022). Duelo migratorio, afrontamiento y malestar psicológico de colectivos vulnerables en movilidad en España. *Aplicaciones y Tendencias Psicológicas*, *2022*, 102–105. https://doi.org/10.36315/2022inpact022

Navarro Barrios, J. C., & Rodríguez González, W. (2003). Depresión y ansiedad en inmigrantes: Un estudio exploratorio en Granada (España). *Investigación en Salud*, *5*(3), 28–34. https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=14250306

Organización Internacional para las Migraciones. (2015). *Informe sobre las migraciones en el mundo 2015: Los migrantes y las ciudades: Nuevas colaboraciones para gestionar la movilidad*. OIM. https://www.nadiesinfuturo.org/IMG/pdf/wmr2015_sp.pdf

Organización Panamericana de la Salud. (s.f.). *Depresión.* https://www.paho.org/es/temas/depresion

Orozco Vargas, A. E. (2013). Migración y estrés aculturativo: una perspectiva teórica sobre aspectos psicológicos y sociales presentes en los migrantes latinos en Estados Unidos. *Norteamérica, Revista Académica del CISAN-UNAM, 8*(1), 7-44. https://doi.org/10.20999/nam.2013.a001

Revilla, L., Álvarez, A., Luna, J., Gómez, M., Valverde, C., & López, G. (2011). Study of migratory grief in immigrant patients seen in primary care clinics. Presentation of a migratory grief evaluation questionnaire. *Multicenter Study, 43*(9), 467-473. https://doi.org/10.1016/j.aprim.2010.09.013

Revollo, H., Qureshi, A., Collazos, F., Valero, S., & Casas, M. (2011). Acculturative stress as a risk factor of depression and anxiety in the Latin American immigrant population. *International Review of Psychiatry, 23*(1), 84-92. https://doi.org/10.3109/09540261.2010.545988

Rivadeneira, C., Dahab, J., & Minici, A. (2013). El modelo cognitivo de la depresión. *Revista de Terapia Cognitivo Conductual*, 22, 1–9. https://cetecic.com.ar/revista/wp-content/uploads/2022/04/el-modelo-cognitivo-de-la-depresion.pdf

Sanz, J., & Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes. *Ansiedad y Estrés*, 9(1), 59–84. https://www.researchgate.net/publication/285908290

Vizioli, N., & Pagano, A. (2020). Adaptación del Inventario de Ansiedad de Beck en población de Buenos Aires. *Interacciones*, 6(3), e171. https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.171

Xunta de Galicia, Consellería de Emprego e Igualdade. (2022). *El duelo migratorio* (Boletín Nº 1). SAIMI III: Salud Integral a Mujeres Inmigrantes. https://eapn-galicia.com/wp-content/uploads/2024/02/boletin-duelo-migratorio-espanol.pdf