

Influence of mental health on traffic accidents among interprovincial public transport drivers: Ordinal logistic regression and SEM La Libertad (Peru)

Mirella Del Pilar Urrelo Seijas 

Universidad César Vallejo, Perú, mirellaus@ucvvirtual.edu.pe

Abstract– This quantitative, non-experimental, cross-sectional study was conducted with 110 interprovincial public transport drivers in La Libertad, Peru, to estimate the influence of mental health (MH) on traffic accidents (TA). Both constructs were operationalized and recoded at three ordinal levels, prioritizing traceability between measurement and analysis. Internal consistency was adequate (MH: $\alpha=0.853$, $\omega=0.884$; TA: $\alpha=0.803$, $\omega=0.769$). The contrast between mental health (MH) and traffic accidents (TA) was assessed using ordinal logistic regression (OLR) and structural equation modeling (SEM) (AMOS): ORR yielded an odds ratio (OR) of 1.69 (95% CI 0.50–5.76; $p = 0.399$), and SEM estimated a path with a $\beta_{std} = -0.210$ ($p = 0.094$) with moderate adjustment ($\chi^2/df = 1.93$; CFI = 0.861; RMSEA = 0.092; SRMR = 0.112). It is concluded that MH contributes as a partial modulator of risk, and screening, well-being, self-regulation, and shift/rest management are recommended.

Keywords– Health, Accident Rate, Ordinal

Influencia de la salud mental en la accidentalidad de tránsito en conductores de transporte público interprovincial: Regresión logística ordinal y SEM La Libertad (Perú)

Mirella Del Pilar Urrelo Seijas 

Universidad César Vallejo, Perú, mirellaus@ucvvirtual.edu.pe

Resumen— Estudio cuantitativo, no experimental y transversal realizado en 110 conductores de transporte público interprovincial de La Libertad (Perú), orientado a estimar la influencia de la salud mental (SM) sobre la accidentalidad de tránsito (AT). Ambos constructos se operacionalizaron y recodificaron en tres niveles ordinales, priorizando trazabilidad entre medición y análisis. La consistencia interna fue adecuada (SM: $\alpha=0.853$, $\omega=0.884$; AT: $\alpha=0.803$, $\omega=0.769$). El contraste SM→AT se evaluó con regresión logística ordinal (RLO) y SEM (referencia AMOS; estimación en semopy): la RLO arrojó OR=1.69 (IC95% 0.50–5.76; $p=0.399$), y el SEM estimó una ruta $\beta_{std}=-0.210$ ($p=0.094$) con ajuste moderado ($\chi^2/df=1.93$; CFI=0.861; RMSEA=0.092; SRMR=0.112). Se concluye que SM aporta como modulador parcial del riesgo y se recomiendan tamizaje, bienestar, autorregulación y gestión de turnos/descanso.

Palabras clave—Salud, Accidentalidad, Ordinal

I. INTRODUCCIÓN

La siniestralidad vial asociada al transporte público interprovincial sigue siendo un problema de salud pública por su magnitud y, sobre todo, por lo que revela sobre el riesgo humano detrás del volante: a escala global, las lesiones por tránsito registraron 1,198,289 muertes en 2019 y una incidencia estimada de 103.2 millones de casos, lo que confirma que el impacto excede cualquier explicación “técnica” aislada [1]. En el Perú, la carga histórica también es consistente con un escenario de alta exposición: entre 1998 y 2012 se reportaron aproximadamente 1.2 millones de accidentes de tránsito y más de 49,000 fallecidos, cifras que obligan a mirar más allá de infraestructura/vehículo y a interrogar con rigor los determinantes conductuales y psicosociales [2]. La evidencia empírica respalda esa dirección: en un estudio de cohorte con conductores, la presencia de trastornos específicos se asoció con mayor probabilidad de involucramiento en siniestros (OR=2.7 para trastorno obsesivo, con IC95% 1.2–6.1), lo que sugiere que la salud mental y la autorregulación no son variables “periféricas”, sino potenciales mecanismos de riesgo [3]. Además, incluso cuando el análisis se centra en condiciones de trabajo, el patrón vuelve a apuntar al factor humano: en 780 conductores de transporte público, se observó un promedio de 0.48 accidentes (últimos 2 años) y asociaciones sistemáticas entre accidentalidad y componentes de estrés laboral correlación positiva con job strain ($r=0.229$) y job insecurity

($r=0.185$), y negativa con social support ($r=-0.125$) y control at work ($r=-0.196$), reforzando la idea de que el riesgo se configura también en la interacción entre bienestar, demandas y toma de decisiones en ruta [4]. En este marco, el caso de La Libertad (Perú) resulta situacionalmente pertinente: el transporte interprovincial estructura movilidad laboral y comercial y, por ello, concentra exposición a turnos extensos, presión operativa y entornos viales variables; comprender cómo la salud mental se vincula con la accidentalidad permite pasar de explicaciones parciales a una lectura más completa del riesgo, orientada a prevención basada en evidencia.

Desde el marco teórico, la salud mental operacionalizada como bienestar psicológico puede abordarse con el modelo multidimensional de Ryff, donde el funcionamiento positivo se expresa en autoaceptación, propósito de vida, relaciones positivas, dominio del entorno, crecimiento personal y autonomía; en términos prácticos, este enfoque permite tratar el bienestar no como “estado general” difuso, sino como un perfil de recursos psicológicos que puede sostener (o erosionar) el desempeño en tareas exigentes. En conducción interprovincial, ese matiz importa: cuando el bienestar se deteriora, la autorregulación tiende a volverse más costosa y menos estable, y con ello se comprometen procesos críticos para la seguridad atendida, control inhibitorio, toma de decisiones bajo presión y tolerancia al estrés que son precisamente los que contienen la exposición a conductas de riesgo en contextos de fatiga y demandas operativas prolongadas [5–6].

La relación no se queda en lo abstracto: en una muestra amplia de conductores de buses de larga distancia ($n = 7,315$), el bienestar psicológico se asoció inversamente con incidentes de seguridad, sugiriendo que mejores recursos psicosociales se reflejan en menor ocurrencia de eventos adversos en operación real [7]. Por su parte, la accidentalidad de tránsito (o su riesgo) suele medirse como ocurrencia de eventos en categorías con orden natural (niveles crecientes de involucramiento/recurrencia/severidad), y en ese caso es metodológicamente coherente tratarla como variable ordinal, ya que el interés no es solo “si ocurrió”, sino en qué nivel se ubica el conductor dentro de una gradiente de riesgo; de allí la pertinencia de modelos ordinales, cuidando explícitamente los

supuestos que sostienen la inferencia [8]. La evidencia internacional de los últimos cinco años sugiere con creciente consistencia que la siniestralidad en conductores profesionales se explica de forma incompleta si se restringe al binomio vía-vehículo: el riesgo se desplaza hacia el conductor cuando la operación cotidiana erosiona sueño, fatiga y autorregulación. En una muestra de 725 conductores de bus, la angustia psicológica se asoció con mayor conducción riesgosa y mayor ira al volante, y esa señal se vuelve aún más nítida cuando el fenómeno se observa “en ruta”: con 16 conductores en conducción real se reportaron incrementos de somnolencia en turnos de madrugada y mayores niveles de fatiga/estrés en turnos diurnos, lo que sugiere mecanismos combinados (restricción de sueño + demanda de tarea) más que un único determinante [9-10]. En el plano ocupacional, los modelos multivariados refuerzan la cadena estrés → fatiga → seguridad: en 1,013 conductores de carga, el desbalance esfuerzo recompensa y la intensificación laboral explicaron deterioro de salud psicológica y fatiga; y en 521 camioneros de larga distancia, un SEM sostuvo una mediación completa de la fatiga entre estrés laboral e involucramiento en choques ocupacionales [11-12]. En transporte público, además, se ha documentado que el bienestar psicológico se relaciona de forma inversa con incidentes de seguridad, y que demandas/recursos del trabajo predicen simultáneamente bienestar e incidentes, empujando el campo hacia marcos más integradores [7]. Sin embargo, al ampliar el lente, persisten vacíos que ayudan a entender la heterogeneidad de resultados: revisiones recientes describen evidencia mixta y limitaciones recurrentes (medición no homogénea, autoinforme y ajustes incompletos por exposición), lo que sugiere variación por instrumento, tipo de conductor y región, y la necesidad de modelos integradores que conecten medición psicológica, mecanismos y desenlaces viales en una misma arquitectura analítica [14-15].

En los estudios latinoamericanos más recientes, la accidentalidad en el transporte de pasajeros empieza a leerse con otro lente: no como un evento explicado solo por la vía o el vehículo, sino como un desenlace donde el factor humano estrés, fatiga, capacidad de autorregularse puede inclinar la balanza. En La Libertad, por ejemplo, un trabajo con conductores interprovinciales ($n = 110$) mostró una concentración marcada de salud mental regular (89.09%) y, al mismo tiempo, una accidentalidad evaluada mayoritariamente como mala (64.55%); los dos datos, juntos, incomodan, porque sugieren que el riesgo convive con un estado psicosocial apenas estable, sostenido en la rutina diaria de conducción [16]. Más al sur, en Juliaca-Puno, se describieron perfiles de estrés laboral y ansiedad en conductores de transporte público ($n = 82$), aunque el enfoque se apoyó en dimensiones específicas y no en una medición más completa de salud mental, lo que deja preguntas abiertas sobre el panorama integral del bienestar en esta población [17]. En la misma línea, investigaciones peruanas han vinculado riesgos psicosociales extralaborales con estrés laboral en conductores, recordándonos que el riesgo no se “apaga” al salir del trabajo; más bien, se arrastra y se acumula [18]. Y cuando se amplía el mapa hacia la región, aparecen hallazgos compatibles en otros contextos por ejemplo,

reportes de malestar psicológico en conductores como taxistas, lo que sugiere que el fenómeno es transversal en el sector transporte [19]. Aun así, el campo tropieza con límites repetidos: muestras pequeñas y locales, mediciones parciales del constructo y análisis que suelen quedarse en lo descriptivo o en correlaciones simples; mientras tanto, variables operativas decisivas turnos, sueño, fatiga, presión por tiempo entran poco o nada a modelos explicativos, dejando una brecha clara para trabajos con mayor integración y trazabilidad analítica.

La justificación del estudio se sostiene en cuatro planos complementarios: en lo teórico, permite poner a prueba con datos empíricos locales la hipótesis de que la salud mental (como recursos de autorregulación y funcionamiento psicológico) no es un “contexto” difuso, sino un determinante que puede inclinar la probabilidad de involucramiento en siniestros cuando la conducción es prolongada y exigente; en lo práctico, los hallazgos pueden traducirse en decisiones operativas concretas (tamizaje psicosocial periódico, capacitación focalizada, intervenciones breves de bienestar y, sobre todo, gestión de turnos/descanso) para reducir exposición a fatiga, impulsividad y errores bajo presión; en lo metodológico, el enfoque es consistente con modelar la accidentalidad como un gradiente ordinal (niveles crecientes de recurrencia/severidad) y, en paralelo, estimar un modelo integrador capaz de conectar medición psicológica y mecanismos con el desenlace vial; y en lo social, el aporte esperado es doble: fortalecer la seguridad vial y, a la vez, aportar evidencia aplicable a salud pública en una población laboral con alta exposición cotidiana, desplazando la prevención desde respuestas reactivas hacia intervenciones basadas en evidencia y trazabilidad analítica. Bajo el sustento teórico que vincula el estado psicológico del conductor con su autorregulación y desempeño seguro en escenarios de alta demanda, se plantea la hipótesis principal (H1) de que la salud mental influye significativamente en la accidentalidad de tránsito en conductores de transporte público interprovincial. Esta relación se especifica además en forma direccional (H1a): a mayor nivel de salud mental, menor nivel de accidentalidad, entendido como una reducción de la probabilidad de ubicarse en categorías superiores de accidentalidad cuando esta se mide en niveles ordenados; en consecuencia, el patrón esperado es que mejores recursos psicológicos y menor carga psicosocial se traduzcan en menor propensión a transitar hacia escenarios de mayor recurrencia o severidad de eventos viales.

El propósito central de este estudio es cuantificar la influencia de la salud mental sobre la accidentalidad de tránsito en conductores de transporte público interprovincial de La Libertad (Perú), combinando dos lentes analíticos que se complementan bien: por un lado, la regresión logística ordinal (RLO), adecuada cuando la accidentalidad se expresa como niveles ordenados; por otro, el modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM), útil para articular un esquema integrador entre constructos y rutas explicativas. A partir de esa lógica, el trabajo avanzará en secuencia: primero, se caracterizarán los niveles y la distribución de salud mental y accidentalidad en la muestra ($n = 110$), para fijar un punto de partida claro del perfil

de riesgo. Luego, antes de cualquier inferencia, se estimará la confiabilidad de los instrumentos global y por dimensiones usando α y ω , porque sin consistencia interna el resto sería, francamente, frágil. Con esa base, se evaluará la relación principal mediante RLO, reportando odds ratios (OR) con intervalos de confianza al 95% (IC95%), de modo que el efecto no quede en interpretaciones vagas. En paralelo, se contrastará un modelo SEM que explique la accidentalidad a partir de salud mental, informando efectos estandarizados e índices de ajuste para sustentar el modelo con criterios técnicos.

Finalmente, el estudio cerrará el circuito: los resultados se traducirán en implicancias prácticas para prevención y gestión de seguridad vial en operación interprovincial, privilegiando medidas aplicables bienestar, capacitación y organización del trabajo más que recomendaciones generales sin aterrizaje. En conjunto, la literatura revisada deja una brecha concreta: en La Libertad aún es escasa la evidencia empírica que conecte, en un mismo marco analítico, la medición de salud mental con la accidentalidad, evitando quedarse en lecturas meramente descriptivas o en asociaciones aisladas. Frente a ello, este estudio aporta evidencia cuantitativa local y un abordaje metodológico dual: modela la accidentalidad como niveles ordenados mediante regresión logística ordinal y, en paralelo, contrasta un modelo integrador con SEM para sostener rutas explicativas entre constructos. En lo que sigue, se detallan los materiales y métodos, se presentan los resultados principales y su validación, y finalmente se discuten implicancias aplicables para prevención y gestión de la seguridad vial en la operación interprovincial.

II. MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se diseñó con un enfoque cuantitativo, de corte transversal y con un alcance explicativo/asociativo, orientado a estimar la relación entre el estado de salud mental/bienestar psicológico y la accidentalidad de tránsito en un único momento de medición, lo que permite caracterizar patrones de asociación con criterios de reporte transparente y reproducible en investigación observacional [20, 21]. La unidad de análisis fue el conductor de transporte público interprovincial en actividad; en ese marco, la población objetivo se delimitó a conductores del servicio interprovincial del ámbito de estudio (marco referencial del estudio: $N \approx 320$), y la muestra final estuvo conformada por $n = 110$ registros válidos, captados bajo un esquema operativo de acceso en el campo y depuración por completitud/consistencia. Para asegurar comparabilidad y control mínimo de elegibilidad, se aplicaron criterios de inclusión centrados en conductores activos, con licencia vigente acorde a la categoría del vehículo, 18–70 años y ≥ 1 año de experiencia laboral, excluyéndose a quienes no disponían del tiempo para completar la encuesta o no cumplían el umbral de permanencia mínima. Dado que $n = 110$ es un tamaño moderado para combinar modelamiento ordinal y soporte para un SEM, el plan analítico se plantea deliberadamente parsimonioso (evitando sobreparametrización), con estimación/intervalos robustos cuando corresponda y reporte

explícito de la limitación de potencia para efectos pequeños, siguiendo recomendaciones prácticas contemporáneas para tamaño muestral/potencia en SEM [22]. En coherencia con la naturaleza categórica del desenlace, la inferencia principal se formulará con regresión logística ordinal, verificando el supuesto de odds proporcionales antes de interpretar y reportar OR e IC95%, tal como sugieren guías recientes para este tipo de modelos [8].

La variable independiente (VI) salud mental/bienestar psicológico se operacionalizó con base en el modelo de Ryff (seis dimensiones: autoaceptación, autonomía, dominio del entorno, propósito de vida, relaciones positivas y crecimiento personal), aplicando un cuestionario tipo Likert cuyos puntajes se agregan por dimensión y en un puntaje global; posteriormente, estos puntajes se categorizan en tres niveles ordinales (1–3) para el modelamiento (malo–regular–bueno), respetando la lógica de clasificación ya implementada en la base analítica del estudio [24]. La variable dependiente (VD) accidentalidad de tránsito se midió mediante un instrumento específico que resume, igualmente en niveles ordinales (1–3), un conjunto de dimensiones operativas del desempeño/condición de conducción reportadas en el cuestionario; en ambos constructos, la elección de un tratamiento ordinal se alinea con recomendaciones metodológicas recientes para escalas categorizadas y análisis con interpretación por niveles [25].

En cuanto a instrumentos y calidad de medición, se reportarán propiedades psicométricas esperadas (consistencia interna y evidencia estructural), verificando en esta muestra la confiabilidad mediante α y ω (con énfasis en ω como estimador robusto en mediciones tipo Likert), y documentando explícitamente el procedimiento de puntuación y la recodificación a categorías ordinales [26]. Para la inferencia, la VD ordinal se analizará con regresión logística ordinal, y antes de interpretar odds ratios (OR) e IC95% se verificará el supuesto de odds proporcionales con pruebas formales, de manera consistente con recomendaciones técnicas actuales para este tipo de modelos [8]. El reporte del componente observacional seguirá una guía contemporánea de transparencia (incluyendo trazabilidad de medición y análisis, y consideraciones de equidad cuando apliquen) para fortalecer la reproducibilidad y la lectura por revisores [21].

Finalmente, la recolección se describe de forma concisa: participación voluntaria con consentimiento informado, anonimización/codificación de registros, resguardo y acceso restringido a los datos; además, se declara cumplimiento de buenas prácticas de integridad (gestión de datos, transparencia y responsabilidad) conforme a marcos recientes de conducta científica [29]. Para el plan de análisis estadístico, se aplicará una rutina de análisis inicial del dato orientada a reproducibilidad: verificación de rangos teóricos por ítem, detección de valores atípicos/inconsistentes, evaluación de duplicados y perfilamiento de valores perdidos (magnitud y patrón), dejando trazabilidad explícita de cualquier depuración o decisión de tratamiento del faltante antes de la inferencia [30]. Con el dato validado, se construirán los puntajes por dimensión

y global según las reglas del instrumento, y luego se realizará la categorización ordinal en 3 niveles (1–3) para las variables principales, conservando además la versión continua/por puntaje cuando corresponda para análisis complementario [31].

La confiabilidad se reportará por dimensión y global mediante α de Cronbach y, de forma preferente para escalas con ítems ordinales, ω de McDonald (con justificación técnica de su uso y lectura conjunta), evitando inferencias basadas en un único coeficiente cuando la distribución o la tau-equivalencia no sean plausibles [32].

Para la hipótesis central se estimará una regresión logística ordinal (modelo de odds proporcionales) con accidentalidad (3 niveles) como variable dependiente y salud mental/bienestar como predictor principal (en nivel o puntaje), incorporando covariables solo si existen (edad, experiencia, horas/turnos); el reporte incluirá coeficientes, OR, IC95%, valores p y un indicador de ajuste tipo pseudo R^2 (Nagelkerke), junto con la verificación formal del supuesto de proporcionalidad/parallel lines antes de interpretar OR como desplazamientos constantes entre umbrales. La interpretación se expresará en términos de mayor probabilidad/odds de ubicarse en niveles más altos de accidentalidad a medida que cambie el bienestar psicológico, manteniendo criterios de transparencia de reporte en estudios observacionales. En el componente SEM (referencia AMOS; estimación en semopy), se especificará primero un modelo de medición donde salud mental/bienestar psicológico y accidentalidad de tránsito se representen como constructos latentes usando como indicadores sus dimensiones observadas (subescalas), o como dimensiones observadas si la estructura empírica no respalda la latencia; en ambos casos, la evaluación de ajuste evitará decisiones mecánicas basadas solo en “cutoffs” y priorizará una lectura técnica combinada de ajuste global y local [33–34].

Luego se estimará el modelo estructural planteando la ruta salud mental $\rightarrow$ accidentalidad, reportando cargas factoriales e inferencia del efecto estructural, junto con índices estándar de ajuste (χ^2/gl , CFI, TLI, RMSEA y SRMR; y GFI/AGFI solo si el reporte del software lo incluye como información complementaria), y evidencias de detección de misfit para transparentar limitaciones del modelo [35–36]. Para sostener la calidad de medición, se informarán confiabilidad/validez a nivel de constructo (CR y AVE cuando corresponda) y su interpretación se realizará con criterios actuales de buenas prácticas en SEM, evitando sobreafirmaciones cuando los indicadores sean ordinales o la muestra limite la complejidad del modelo [37–38]. El nivel de significancia se fijará en $\alpha = 0.05$ y se reportarán intervalos de confianza al 95% para parámetros clave, manteniendo trazabilidad entre el modelo de medición, el modelo estructural y la interpretación sustantiva.

El procesamiento y análisis se ejecutaron con un flujo reproducible basado en herramientas de acceso libre: la base usada de datos se organizó y verificó inicialmente en Excel (control de rangos, consistencia y trazabilidad de registros), y el análisis inferencial se implementó en Python mediante notebooks en Google Colab y scripts ejecutados desde Visual

Studio Code (versión gratuita), asegurando que cada tabla/figura sea regenerable desde código y que el entorno computacional quede documentado (paquetes, parámetros y artefactos de salida) conforme a buenas prácticas de transparencia y reusabilidad del software de investigación [39]. La regresión logística ordinal y los cálculos asociados se realizaron en el ecosistema abierto de Python, mientras que el componente de modelamiento por ecuaciones estructurales (SEM) se estimó con un motor SEM en Python (semopy), evitando dependencia de licencias propietarias y facilitando replicación por terceros [40]. Versiones del software: se reportarán en una sola línea en el manuscrito como “Python (runtime Colab/local) + librerías analíticas (registradas automáticamente en requirements / freeze), Excel y Visual Studio Code (edición gratuita)”, de modo que cualquier revisor pueda reconstruir el entorno exacto. La especificación se documentó con la notación habitual de AMOS y la estimación se ejecutó en semopy.



Figura 1 Ruta MM sintética

En la Figura 1, se puede ver la trazabilidad completa del estudio diseño y muestra, variables e instrumentos, y el marco de análisis/ética, de modo que no se le escape la lógica central: qué unidad se analiza, qué se mide, cómo se transforma el dato a niveles ordinales y por qué esa decisión conduce a los modelos elegidos. Esa vista integrada reduce ambigüedades típicas en revisiones (si el “qué se midió” está alineado con el “cómo se analizó”) y hace explícitos los “puentes” entre secciones que en prosa suelen quedar dispersos o repetidos. Complementariamente.

En la Figura 2 se hace visible la secuencia operativa del análisis: primero se asegura calidad del dato y puntuación, luego se valida consistencia interna, y recién después se entra al modelamiento (RLO y SEM) con supuestos e indicadores de reporte; así, la figura funciona como un checklist gráfico que obliga a mantener el orden correcto y la parquedad del modelo (evitando pasos omitidos o sobreparametrización), y permite confirmar rápidamente que el flujo analítico es reproducible y coherente con un desenlace ordinal, actúan como garantía visual de consistencia entre lo ya explicado en el texto y lo que efectivamente se ejecutará y reportará en resultados.

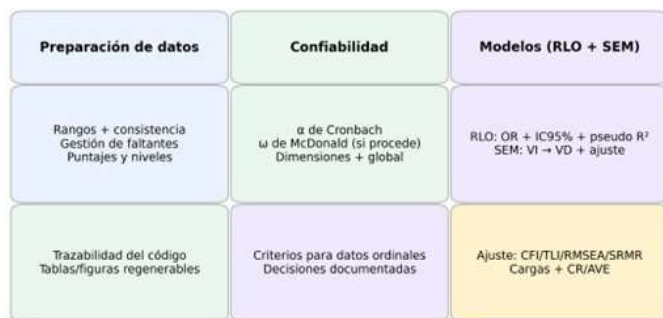


Figura 2. Plan Analisis sintetico

III. RESULTADOS

La Tabla 1 presenta la distribución de frecuencias por niveles ordinales (1–3) en la muestra ($n = 110$). En salud mental/bienestar psicológico, predomina el nivel 2 (Regular) con 98 casos (89.1%), mientras que los niveles 1 (Malo) y 3 (Bueno) representan proporciones menores (7.3% y 3.6%, respectivamente). En contraste, la accidentalidad de tránsito se concentra principalmente en el nivel 1 (Malo) con 71 casos (64.5%), seguida del nivel 2 (Regular) con 37 casos (33.6%), y un grupo residual en nivel 3 (Bueno) (2 casos; 1.8%). Esta asimetría sugiere que, aunque el bienestar psicológico se ubica mayormente en rangos intermedios, la accidentalidad reportada tiende a agruparse en niveles desfavorables, lo que justifica el uso de modelos ordinales para evaluar su asociación en los apartados posteriores.

Tabla 1. Frecuencias por niveles (ordinal 1–3) — $n = 110$

Nivel (código)	Salud mental n	Salud mental %	Accidentalidad n	Accidentalidad %
1 (Malo)	8	7.3	71	64.5
2 (Regular)	98	89.1	37	33.6
3 (Bueno)	4	3.6	2	1.8

La Tabla 2 presenta, para $n = 110$, los descriptivos por dimensión y por puntaje global (media, DE y percentiles) de los constructos analizados. En salud mental/bienestar psicológico, las medias se mueven dentro de un rango relativamente acotado: desde Autonomía ($M=15.11$; $DE=2.72$) hasta Autoaceptación ($M=26.84$; $DE=3.00$). Al integrar las dimensiones, el puntaje total alcanza $M=89.54$ ($DE=9.03$), con una distribución centrada en torno a $P50=90$ y un intervalo intercuartílico entre $P25=84$ y $P75=95$, lo que sugiere concentración en valores intermedios-altos sin dispersión extrema. En accidentalidad, el patrón es más desigual entre componentes: algunas subescalas muestran variación moderada, pero Consumo de alcohol resalta por su mayor dispersión ($M=11.74$; $DE=5.07$). El total de accidentalidad se ubica en $M=60.47$ ($DE=11.44$), con $P25=52.25$, $P50=59$ y $P75=67$. En conjunto, estos estadísticos describen cómo se comportan los puntajes antes de su recodificación a tres niveles ordinales (1–3), y dejan listo el terreno para interpretar los modelos ordinales sobre categorías comparables.

Tabla 2. Descriptivos dimensiones (Media, DE, percentiles) — $n = 110$

Constructo	Dimensión / Puntaje	Media	DE	P25	P50	P75
Salud mental (puntajes)	Autoaceptación	26.84	3.00	25.0	28.0	29.0
Salud mental (puntajes)	Autonomía	15.11	2.72	14.0	15.0	17.0
Salud mental (puntajes)	Dominio del entorno	16.63	2.36	15.2	17.0	18.0
Salud mental (puntajes)	Propósito de vida	15.28	2.01	14.0	15.0	16.0
Salud mental (puntajes)	Relaciones humanas positivas	15.68	2.23	14.0	16.0	17.0
Salud mental (puntajes)	Crecimiento personal	17.35	2.08	16.0	17.0	19.0
Salud mental (puntajes)	Total salud mental	89.54	9.03	84.0	90.0	95.0
Accidentalidad (puntajes)	Dificultad para conducir	9.50	3.64	6.00	10.0	11.0
Accidentalidad (puntajes)	Horas diarias de conducir	8.97	3.59	6.25	8.00	11.0
Accidentalidad (puntajes)	Experiencia de conducir	17.47	2.55	16.0	18.0	20.0
Accidentalidad (puntajes)	Consumo de alcohol	11.74	5.07	8.00	12.0	16.0
Accidentalidad (puntajes)	Distractores	12.79	3.54	10.0	12.5	16.0
Accidentalidad (puntajes)	Total accidentalidad	60.47	11.4	52.2	59.0	67.0

En continuidad con la caracterización descriptiva presentada previamente (Tabla 1 y Tabla 2), donde se reportaron las distribuciones por niveles ordinales (1–3) y la dispersión de puntajes por dimensión en $n = 110$, se evaluó la consistencia interna de los instrumentos antes de avanzar hacia los modelos ordinales y el SEM. Como se observa en la Tabla 3, el constructo salud mental/bienestar psicológico (Ryff) mostró una confiabilidad global sólida ($\alpha = 0.853$; $\omega = 0.884$; $k = 26$ ítems), mientras que a nivel dimensional la evidencia fue heterogénea: Autoaceptación alcanzó los valores más altos ($\alpha = 0.829$; $\omega = 0.835$; $k = 6$), en tanto que dimensiones de menor longitud ($k=4$) presentaron coeficientes más moderados (Autonomía: $\alpha = 0.517$; $\omega = 0.600$; Dominio del entorno: $\alpha = 0.647$; $\omega = 0.662$; Propósito de vida: $\alpha = 0.457$; $\omega = 0.509$; Relaciones positivas: $\alpha = 0.317$; $\omega = 0.395$; Crecimiento personal: $\alpha = 0.574$; $\omega = 0.594$). En accidentalidad de tránsito, la confiabilidad global también fue consistente ($\alpha = 0.803$; $\omega = 0.769$; $k = 21$), con desempeño especialmente estable en consumo de alcohol ($\alpha = 0.844$; $\omega = 0.844$) y coeficientes moderados en distractores ($\alpha = 0.598$; $\omega = 0.650$). En conjunto, estos resultados respaldan el uso de puntajes y niveles derivados de las dimensiones (Tabla 2) para el análisis explicativo posterior, manteniendo trazabilidad entre medición, agregación y modelamiento.

Tabla 3. Confiabilidad (α / ω) por dimensión y global — $n = 110$

Constructo	Dimensión	k (ítems)	α	ω
Salud mental (Ryff)	Autoaceptación	6	0.829	0.835

Salud mental (Ryff)	Autonomía	4	0.517	0.600
Salud mental (Ryff)	Dominio_entorno	4	0.647	0.662
Salud mental (Ryff)	Propósito_vida	4	0.457	0.509
Salud mental (Ryff)	Relaciones_positivas	4	0.317	0.395
Salud mental (Ryff)	Crecimiento_personal	4	0.574	0.594
Salud mental (Ryff)	Total	26	0.853	0.884
Accidentalidad	Dificultad_conducir	5	0.735	0.741
Accidentalidad	Horas_diarias	4	0.709	0.717
Accidentalidad	Experiencia	4	0.733	0.783
Accidentalidad	Alcohol	4	0.844	0.844
Accidentalidad	Distractores	4	0.598	0.650
Accidentalidad	Total	21	0.803	0.769

En la Tabla 4 se reporta la regresión logística ordinal (RLO) que modela el nivel de accidentalidad (VD ordinal 1–3) en función del nivel de salud mental/bienestar psicológico (VI ordinal 1–3), con $n = 110$. El efecto estimado para la VI fue positivo ($\beta = 0.526$, $EE = 0.625$), lo que equivale a un $OR = 1.69$ con $IC95\%$ $[0.50, 5.76]$ y $p = 0.399$; es decir, la dirección del efecto sugiere que, al pasar a un nivel superior de salud mental, aumentan las odds de ubicarse en categorías superiores del indicador ordinal de accidentalidad, aunque sin evidencia estadística concluyente en esta muestra. En términos de ajuste global, el tamaño de efecto del modelo es pequeño (pseudo R^2 de Nagelkerke ≈ 0.009), lo cual es consistente con un patrón donde la variabilidad del desenlace depende de múltiples factores no incluidos en el modelo. Finalmente, la verificación del supuesto de odds proporcionales / líneas paralelas (contraste aproximado en logits acumulativos) no mostró diferencias relevantes entre cortes ($z \approx 0.082$, $p \approx 0.935$), por lo que la especificación ordinal resulta apropiada para el reporte principal.

Tabla 4. (RLO) — VD (accidentalidad, 1–3) ~ VI (salud mental, 1–3)

Parámetro	β	EE	OR	IC95% OR	p
Salud mental (nivel, VI)	0.52	0.62	1.6	$[0.50, 5.76]$	0.399
Umbral 1/2	1.63	1.25	—	—	0.192
Umbral 2/3	1.22	0.20	—	—	<0.001

Respecto a la Figura 3, la gráfica de probabilidades predichas traduce el resultado del modelo a una lectura intuitiva: al comparar los niveles de salud mental (1→3), la distribución de probabilidades se desplaza gradualmente hacia categorías más altas del desenlace. En concreto, para salud mental nivel 1 las probabilidades predichas fueron $[0.752, 0.237, 0.011]$ para $VD = 1, 2$ y 3 ; para nivel 2, $[0.642, 0.340, 0.018]$; y para nivel 3, $[0.515, 0.455, 0.031]$. Esta figura 3, por tanto, complementa la Tabla 4 al mostrar cómo cambia el perfil de clasificación del desenlace a lo largo de la VI (aunque, de

nuevo, el contraste inferencial del coeficiente principal no alcanzó significancia al 5%).

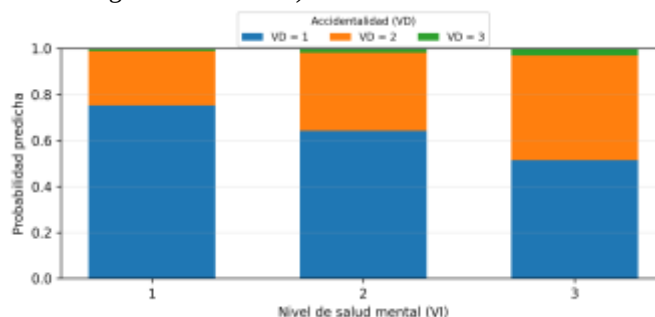


Figura 3 Probabilidades predichas por nivel de salud mental

En el componente SEM (referencia AMOS; estimación en semopy), los índices de ajuste reportados en la Tabla 5 sintetizan el grado en que la especificación planteada logra aproximar la estructura de covarianzas observada en la muestra. El estadístico global mostró $\chi^2(43)=82.92$, con una razón $\chi^2/gl=1.93$, lo que suele considerarse compatible con un ajuste aceptable en modelos relativamente parsimoniosos y con tamaño muestral moderado, donde el χ^2 puede ser sensible a discrepancias pequeñas. Sin embargo, los índices incrementales CFI=0.861 y TLI=0.822 indican que la mejora del modelo respecto a una línea base es limitada, sugiriendo que aún quedan fuentes de covariación no capturadas plenamente por la estructura propuesta. En coherencia con ello, los índices de error aproximado RMSEA=0.092 y SRMR=0.112 apuntan a residuos de ajuste que no son triviales: el RMSEA se ubica en un rango típicamente asociado a ajuste moderado y el SRMR refleja discrepancias promedio entre correlaciones observadas y reproducidas. En conjunto, la lectura técnica es que el modelo ofrece una representación estructural razonable para fines explicativos en $n=110$, pero no alcanza criterios estrictos de bondad de ajuste en todos los indicadores; por tanto, el resultado debe interpretarse con cautela metodológica, privilegiando parsimonia, consistencia con la evidencia descriptiva y triangulación con los hallazgos del modelo ordinal, más que una afirmación fuerte basada únicamente en la adecuación global del SEM.

Tabla 5. Índices de ajuste del modelo SEM (referencia AMOS; estimación en semopy)

Índice	Valor
χ^2 (gl)	82.92 (43)
χ^2/gl	1.93
CFI	0.861
TLI	0.822
RMSEA	0.092
SRMR	0.112

En la Tabla 6, el parámetro central del modelo estructural (salud mental → accidentalidad) mostró un efecto estandarizado pequeño e inverso ($\beta_{std} = -0.210$) y no significativo al 5% ($p = 0.094$), lo que sugiere que, bajo esta

especificación y medición, la relación estructural estimada es débil y no concluyente en términos inferenciales.

Tabla 6. Parámetros del modelo estructural SEM (referencia AMOS; estimación en semopy)

Ruta estructural	β estandarizado (β_{std})	p
Salud mental $\rightarrow$ Accidentalidad	-0.210	0.094

La Figura 4 sintetiza el modelo final de ecuaciones estructurales (SEM), integrando en una sola vista lo que el lector normalmente tendría que reconstruir desde varias secciones del texto: El modelo de medición, donde el constructo latente Salud mental (SM) se define a partir de sus dimensiones observadas (autoaceptación, autonomía, dominio del entorno, propósito de vida, relaciones positivas y crecimiento personal), y el constructo latente Accidentalidad (AT) se representa mediante sus indicadores observados (horas diarias de conducir, dificultad para conducir, experiencia de conducir, consumo de alcohol y distractores); y El modelo estructural, expresado por la flecha central SM $\rightarrow$ AT, que operacionaliza el contraste principal del estudio. En términos interpretativos, la figura deja explícito dónde se ubica la hipótesis sustantiva (la ruta entre constructos) y con qué magnitud se estimó: el efecto estandarizado es pequeño e inverso ($\beta_{std} = -0.210$) y no concluyente al 5% ($p = 0.094$), tal como se reporta en la Tabla 6.

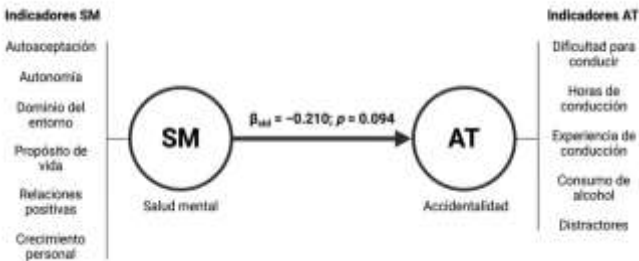


Figura 4. SEM: medición ruta SM AT con tamaño de efecto

Podemos ver en la Figura 5 la trazabilidad: en una sola mirada resume cómo se distribuyen SM y AT en la muestra ($n=110$), ubica el contraste central SM $\rightarrow$ AT y fuerza una lectura consistente entre RLO y SEM. En términos de comunicación científica, esta síntesis reduce fragmentación del argumento y mejora la legibilidad del resultado principal en formato de doble columna.

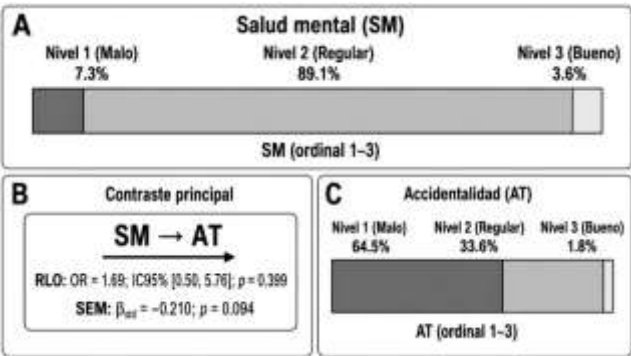


Figura 5. Síntesis integrada de resultados

IV. DISCUSIÓN

En contraste con el caso-control en Irán [41], donde el trastorno psicológico se asocia con conducción riesgosa ($OR=3.08$; $IC95\%: 1.67-5.70$) y el abuso alto de sustancias incrementa aún más el riesgo ($OR=6.38$; $IC95\%: 3.55-11.48$), en nuestra muestra interprovincial ($n=110$) el vínculo SM $\rightarrow$ AT se ubica en una escala mucho más moderada y, por ello, exige una lectura más cuidadosa. La RLO estima un efecto positivo, pero no significativo ($OR=1.69$; $IC95\%: 0.50-5.76$; $p=0.399$) y el SEM (referencia AMOS; estimación en semopy) sugiere un efecto estandarizado pequeño e inverso ($\beta_{std}=-0.210$; $p=0.094$), con ajuste global aceptable pero no estricto ($\chi^2/gf=1.93$; $CFI=0.861$; $RMSEA=0.092$; $SRMR=0.112$). La discrepancia es consistente con diferencias de desenlace y diseño: [41] contrasta diagnóstico psiquiátrico confirmado vs. controles y modela “conducción riesgosa”, mientras aquí se evalúa accidentalidad con un enfoque de trazabilidad y reporte prudente; incluso cuando la Figura 3 muestra desplazamientos graduales de probabilidades por nivel de SM, la evidencia no se sostiene como robusta al 5%. En lo aplicado, ambos trabajos coinciden en que lo psicológico no es periférico; en nuestro caso, el aporte es delimitar magnitud e incertidumbre con RLO+SEM y traducirlo a medidas realistas (tamizaje, bienestar, autorregulación y gestión de turnos), dejando como agenda inmediata diseños longitudinales y covariables operacionales (fatiga, sueño, turnos y, si es viable, registros de siniestros).

La revisión teórica de [42] sostiene que jornadas extensas, presión por rutas y condiciones estresantes deterioran el bienestar (estrés, ansiedad, burnout) y pueden afectar atención y decisiones, elevando el riesgo vial. Nuestros resultados son compatibles con esa narrativa en dirección general, pero no en magnitud concluyente: la RLO muestra $OR=1.69$ ($IC95\%: 0.50-5.76$; $p=0.399$; $Nagelkerke=0.013$) y el SEM ubica la ruta SM $\rightarrow$ AT como pequeña e inversa ($\beta_{std}=-0.210$; $p=0.094$). Esto obliga a leer la asociación como señal débil y heterogénea, sin sostener causalidad dada la transversalidad y el autoinforme. El valor comparativo con [42] está en “ponerle tamaño” al vínculo en un contexto local mediante un esquema compatible con variables ordinales y constructos latentes (RLO+SEM): si existe efecto, no parece grande y no debe forzarse. Aun así, la convergencia práctica apunta a medidas de bajo arrepentimiento (tamizaje periódico, apoyo psicosocial, y gestión de turnos/descanso), y justifica futuras fases con diseños longitudinales o de intervención y triangulación con variables operacionales (fatiga/sueño) y registros objetivos.

Nuestros hallazgos dialogan con lo reportado en Turquía por [43], donde la ansiedad más que la depresión se asocia de forma consistente con conductas problemáticas al volante: en 247 conductores, la ansiedad fue significativa tanto en errores ($B=0.39$; $\beta=0.61$; $p<.001$) como en violaciones ($B=0.30$; $\beta=0.30$; $p=.006$), mientras la depresión no aportó de forma concluyente; además, su modelo explica 27% de la varianza de errores y 11% de violaciones. Esta evidencia refuerza que ciertos componentes del malestar (especialmente ansioso) pueden amplificar lapsos y sobrecarga atencional; en nuestro

estudio, esa intuición se traslada a un desenlace de mayor criticidad operativa (accidentalidad) en conductores interprovinciales de La Libertad, pero con un matiz clave: el efecto SM→AT aparece pequeño/no concluyente cuando se triangula RLO+SEM. El aporte, por tanto, no es “confirmar” de manera fuerte, sino cerrar brecha local con un modelo integrador y replicable que sustenta decisiones de tamizaje e intervención sin sobredimensionar la magnitud del vínculo.

El manuscrito se construye desde una premisa de reporte riguroso: estimar y presentar la relación SM→AT con tamaño de efecto e incertidumbre, y no únicamente con base en dicotomías de “significativo/no significativo”. Desde esa lógica, la contribución se sostiene en tres elementos que fortalecen la calidad científica del trabajo: (i) el tratamiento del desenlace como ordinal, coherente con su naturaleza y con los supuestos del modelo; (ii) el reporte explícito de magnitud (OR, β estandarizado) e intervalos de confianza, que permiten valorar precisión y relevancia práctica; y (iii) la triangulación entre RLO y SEM como arquitectura metodológica para garantizar trazabilidad entre medición, modelo e interpretación. En cuanto al componente latente, se reconoce que la evidencia dimensional es heterogénea debido a la consistencia interna variable de algunas subescalas; por ello, el SEM se interpreta con prudencia como un análisis complementario orientado a estructurar el contraste SM→AT, mientras que la lectura principal prioriza los puntajes globales y el modelo ordinal. Este encuadre ajusta la narrativa sin restar valor al estudio: sitúa el aporte en una estimación transparente, reproducible y metodológicamente coherente del vínculo estudiado, con conclusiones acordes al nivel de evidencia disponible.

V.- CONCLUSIONES

El estudio aporta una lectura integrada y metodológicamente coherente del contraste SM→AT en conductores interprovinciales ($n=110$): al triangular un modelo ordinal (RLO) con un modelo integrador (SEM), la evidencia sitúa el contraste como una contribución parcial dentro de un fenómeno multicausal, más compatible con un factor modulador del riesgo que con un determinante único del evento. En esa línea, la RLO estima un OR=1.69 con un intervalo amplio y $p>0.05$, mientras que el SEM reporta una ruta estandarizada $\beta_{std}=-0.210$ con $p=0.094$, lo que orienta a interpretar el vínculo con prudencia científica y a sostener que la accidentalidad responde a una lógica multicausal donde SM puede influir a través de autorregulación, atención y toma de decisiones, pero no explica por sí sola el desenlace.

Los resultados describen un perfil ordinal estable: SM se concentra en el nivel 2 (89.1%) y AT predomina en el nivel 1 (64.5%), con proporciones menores en niveles superiores; este patrón aporta contexto para la lectura del contraste, porque muestra que la muestra no se distribuye de forma homogénea en todos los niveles, lo que puede atenuar la detección de diferencias fuertes y, a la vez, evita que el análisis dependa de valores extremos. En conjunto, esta caracterización cumple un rol de trazabilidad: explica “desde el dato” por qué el efecto

observado no debería interpretarse como inevitablemente grande. Se confirma que la medición de los constructos es suficientemente sólida para sostener inferencias reproducibles: SM Total presenta $\alpha=0.853$ y $\omega=0.884$, y AT Total $\alpha=0.803$ y $\omega=0.769$. Este resultado es importante porque fortalece la validez del reporte: el patrón observado entre SM y AT no se explica por una medición inestable, sino que se interpreta sobre instrumentos con consistencia interna adecuada, aun admitiendo que algunas dimensiones operacionales pueden exhibir variación esperable en contextos aplicados. El modelo logístico ordinal cuantifica el contraste SM→AT de forma compatible con la escala ordinal y entrega un resultado interpretable para toma de decisiones: la estimación puntual sugiere incremento del desenlace con el predictor, pero el intervalo de confianza es amplio (OR=1.69; IC95% [0.50, 5.76]) y la evidencia estadística no alcanza el umbral convencional ($p=0.399$), con un pseudo R^2 de Nagelkerke bajo. En términos aplicados, esto implica que, bajo este diseño y medición, SM por sí sola no discrimina de forma fuerte niveles de accidentalidad, lo que refuerza la necesidad de incorporar covariables operacionales (fatiga, sueño, turnos, distractores) en siguientes fases. El análisis estructural aporta valor porque integra explícitamente la lógica de medición y la ruta SM→AT, reportando además índices de ajuste para transparentar el alcance del modelo ($\chi^2/df=1.93$; CFI=0.861; RMSEA=0.092; SRMR=0.112). Coherentemente con la RLO, la ruta estructural aparece de magnitud pequeña ($\beta_{std}=-0.210$; $p=0.094$), lo que sugiere que el efecto es sensible al contexto y a la especificación del modelo, y que su interpretación debe priorizar trazabilidad y prudencia antes que afirmaciones categóricas.

Los resultados sostienen recomendaciones realistas para transporte interprovincial: implementar tamizaje periódico de salud mental como monitoreo preventivo, fortalecer programas de bienestar y apoyo psicosocial, optimizar gestión de turnos y descanso, y entrenar autorregulación/atención dentro de una cultura de seguridad. La clave es que estas acciones se justifican incluso cuando el efecto global observado es pequeño: se trata de intervenciones de bajo arrepentimiento que reducen exposición a estrés y fatiga, mejoran condiciones de desempeño y preparan el terreno para una fase futura con diseños longitudinales o de intervención, triangulación con registros de siniestros y variables objetivas (sueño/fatiga) para precisar mecanismos y magnitudes. En términos metodológicos, la investigación evidencia el valor de combinar RLO y SEM para seguridad vial con variables ordinales: la RLO entrega una estimación interpretable y coherente con el desenlace, mientras que el SEM hace explícita la lógica de medición y sitúa el contraste en un marco integrador con ajuste reportado. Este enfoque dual constituye el aporte del estudio al ofrecer evidencia local reproducible sobre SM→AT sin sobredimensionar el efecto. Como recomendación final, se sustenta una estrategia preventiva en transporte interprovincial basada en tamizaje de salud mental, programas de bienestar y autorregulación, y gestión de turnos/descanso, articulada a una cultura de seguridad con control operativo y monitoreo continuo del riesgo.

REFERENCIAS

- [1] C. Xu et al., "Global burden, trend and inequalities of road injuries in the last 30 years: Findings from the Global Burden of Disease Study 2019," *International Journal of Environmental Research and Public Health*, vol. 19, Art. no. 1378, 2022. [Online]. Available: https://ijms.sums.ac.ir/article_40416_b8bcf54820d9d7e7fc50d3f0973f465d.pdf
- [2] C. A. Huamán, J. Pajuelo, and A. Gushiken, "Regulación del transporte y accidentes de tránsito por vehículos motorizados en el Perú," *Revista Médica Herediana*, vol. 24, no. 4, pp. 305–310, 2013, doi: 10.20453/rmh.v24i4.275
- [3] S. S. Alavi et al., "Relación entre variables psicológicas y riesgo de siniestros viales en conductores" (estudio de cohorte), 2016. [Online]. Available: <https://www.psychiatriapolska.pl/pdf-58116-81306?filename=Czestosc+wystepowania.pdf>
- [4] S. A. Useche, V. Gómez, B. Cendales, and F. Alonso, "Working conditions, job strain, and traffic safety among three groups of public transport drivers," *Safety and Health at Work*, vol. 9, no. 4, pp. 454–461, 2018, doi: 10.1016/j.shaw.2018.01.003
- [5] C. Delgado Domínguez, M. S. Luzanía Valerio, and R. Lagunes-Córdoba, "The Validity of the Ryff Scale as a Measure of Psychological Well-Being in Mexican Medical Residents," *Universitas Médica*, vol. 66, 2025, doi: 10.11144/Javeriana.umed66.vrsm
- [6] E. S. Sumner, J. DeCastro, J. Costa, D. E. Gopinath, E. Kimani, S. Hakimi, et al., "Personalizing driver safety interfaces via driver cognitive factors inference," *Scientific Reports*, vol. 14, Art. no. 18058, 2024, doi: 10.1038/s41598-024-65144-8
- [7] M. Amoadu, E. W. Ansah, and J. O. Sarfo, "Psychosocial factors, psychological well-being and safety incidents among long-distance bus drivers in Ghana: A cross-sectional survey," *Acta Psychologica*, vol. 244, Art. no. 104193, 2024, doi: 10.1016/j.actpsy.2024.104193
- [8] A. Liu, H. He, X. M. Tu, and W. Tang, "On testing proportional odds assumptions for proportional odds models," *General Psychiatry*, vol. 36, no. 3, Art. no. e101048, 2023, doi: 10.1136/gpsych-2023-101048
- [9] X. Wang, Y. Jiao, J. Huo, R. Li, C. Zhou, H. Pan, and C. Chai, "Analysis of safety climate and individual factors affecting bus drivers' crash involvement using a two-level logit model," *Accident Analysis & Prevention*, vol. 159, Art. no. 106087, 2021, doi: 10.1016/j.aap.2021.106087
- [10] K. A. Miller, A. J. Filtmess, A. Anund, F. Pilkington-Cheney, S. Maynard, and A. Sjörs Dahlman, "Exploring sleepiness and stress among London bus drivers: An on-road observational study," *Accident Analysis & Prevention*, vol. 207, Art. no. 107744, 2024, doi: 10.1016/j.aap.2024.107744
- [11] L. Montoro, B. Cendales, F. Alonso, A. Gonzalez-Marin, I. Lijarcio, J. Llamazares, and S. A. Useche, "Essential...but also vulnerable? Work intensification, effort/reward imbalance, fatigue and psychological health of Spanish cargo drivers during the COVID-19 pandemic," *PeerJ*, vol. 10, Art. no. e13050, 2022, doi: 10.7717/peerj.13050
- [12] S. A. Useche, F. Alonso, B. Cendales, and J. Llamazares, "More than just 'stressful'? Testing the mediating role of fatigue on the relationship between job stress and occupational crashes of long-haul truck drivers," *Psychology Research and Behavior Management*, vol. 14, pp. 1211–1221, 2021, doi: 10.2147/PRBM.S305687
- [13] M. Amoadu, E. W. Ansah, and J. O. Sarfo, "Psychosocial factors, psychological well-being and safety incidents among long-distance bus drivers in Ghana: A cross-sectional survey," *Acta Psychologica*, vol. 244, Art. no. 104193, 2024, doi: 10.1016/j.actpsy.2024.104193
- [14] M. J. Rapoport, J. N. Chee, T. Prabha, J. Dow, I. Gillespie, S. Koppel, J. L. Charlton, D. O'Neill, P. C. Donaghy, A. O. Ho, J.-P. Taylor, and M. Tant, "A systematic review of the risks of motor vehicle crashes associated with psychiatric disorders," *The Canadian Journal of Psychiatry*, vol. 68, no. 4, pp. 221–240, 2023, doi: 10.1177/07067437221128468
- [15] M. D. Jakobsen, K. Glies Vincents Seeberg, M. Møller, P. Kines, P. Jørgensen, L. Malchow-Møller, A. B. Andersen, and L. L. Andersen, "Influence of occupational risk factors for road traffic crashes among professional drivers: Systematic review," *Transport Reviews*, vol. 43, no. 3, pp. 533–563, 2023, doi: 10.1080/01441647.2022.2132314
- [16] M. D. P. Urrelo-Seijas and A. E. Recalde-Gracey, "Influencia de la salud mental en conductores de transporte público y accidentalidad de tránsito," *Gestio et Productio. Revista Electrónica de Ciencias Gerenciales*, vol. 6, no. 11, pp. 80–90, 2024. Disponible: <https://ve.scielo.org/pdf/gprec/v6n11/2739-0039-gprec-6-11-80.pdf>
- [17] D. L. G. Ortiz Mamani and L. M. Vargas Cutipa, "Estrés laboral y ansiedad en conductores de una empresa de transporte público de Juliaca Puno 2023, Tesis, Universidad Católica de Trujillo Benedicto XVI, 2024. [En línea]. Disponible: <https://repositorio.uct.edu.pe/items/5da6cef2-4e55-4042-8632-c30bd847b2a0>
- [18] R. Vega Huaylla, K. Cabanillas, M. Montoya, M. Carazas, M. Lara, and M. Cabanillas, "Factores de riesgos psicosociales extralaborales y estrés laboral en conductores de empresas de transporte público en tiempos de COVID-19," *Revista de Enfermería Herediana*, vol. 15, no. 1, pp. 3–10, 2022, doi: 10.20453/renh.v20i20.5262
- [19] K. M. Procel Niama, S. M. Granizo Coronel, and S. C. Santos Mafla, "Salud mental en conductores de taxi en la ciudad de Machala-Ecuador," *Eugenio Espejo*, vol. 17, no. 2, pp. 78–85, 2023, doi: 10.37135/ee.04.17.09
- [20] E. E. Pérez-Guerrero, M. R. Guillén-Medina, F. Márquez-Sandoval, J. M. Vera-Cruz, M. P. Gallegos-Areola, M. A. Rico-Méndez, J. A. Aguilar-Velázquez, and I. A. Gutiérrez-Hurtado, "Methodological and statistical considerations for cross-sectional, case-control, and cohort studies," *Journal of Clinical Medicine*, vol. 13, no. 14, p. 4005, 2024, doi: 10.3390/jcm13144005
- [21] O. Dewidar, L. Shamseer, G. J. Melendez-Torres, E. A. Akl, J. Ramke, X. Wang, et al., "Improving the Reporting on Health Equity in Observational Research (STROBE-Equity): Extension Checklist and Elaboration," *JAMA Network Open*, vol. 8, no. 9, p. e2532512, 2025, doi: 10.1001/jamanetworkopen.2025.32512
- [22] C. A. Ramos-Vera, "Beyond sample size estimation in clinical univariate analysis: An online calculator for structural equation modeling and network analysis on latent and observable variables," *Nutrición Hospitalaria*, vol. 38, no. 6, p. 1310, 2021, doi: 10.20960/nh.03751
- [23] A. Liu, H. He, X. M. Tu, and W. Tang, "On testing proportional odds assumptions for proportional odds models," *General Psychiatry*, vol. 36, no. 3, p. e101048, 2023, doi: 10.1136/gpsych-2023-101048
- [24] M. N. García, N. Frioni, E. M. Mele, and M. P. Bermúdez, "Propiedades psicométricas del modelo de bienestar psicológico de Carol Ryff en estudiantes universitarios argentinos," *Ciencias Psicológicas*, vol. 18, no. 2, p. e-3739, 2024, doi: 10.22235/cp.v18i2.3739
- [25] Y. Flores-Hernández, C. A. Pineda-Roa, and A. E. Martínez-González, "Adaptación y evaluación psicométrica de la escala de bienestar psicológico de Ryff en estudiantes universitarios mexicanos," *Salud Mental*, vol. 46, no. 2, pp. 69–77, 2023, doi: 10.17711/SM.0185-3325.2023.012
- [26] F. Orçan, "Comparison of Cronbach's alpha and McDonald's omega for ordinal data," *International Journal of Assessment Tools in Education*, vol. 10, no. 4, pp. 923–939, 2023, doi: 10.21449/ijate.1271693
- [27] A. Liu, H. He, X. M. Tu, and W. Tang, "On testing proportional odds assumptions for proportional odds models," *General Psychiatry*, vol. 36, no. 3, p. e101048, 2023, doi: 10.1136/gpsych-2023-101048
- [28] O. Dewidar, L. Shamseer, G. J. Melendez-Torres, E. A. Akl, J. Ramke, X. Wang, et al., "Improving the reporting on health equity in observational research (STROBE-Equity): Extension checklist and elaboration," *JAMA Network Open*, vol. 8, no. 9, p. e2532512, 2025, doi: 10.1001/jamanetworkopen.2025.32512
- [29] ALLEA (All European Academies), "The European Code of Conduct for Research Integrity (Revised Edition 2023)," *All European Academies*, 2023, doi: 10.26356/ECOC
- [30] M. Guo, Y. Wang, Q. Yang, R. Li, Y. Zhao, C. Li, M. Zhu, Y. Cui, X. Jiang, S. Sheng, Q. Li, and R. Gao, "Normal workflow and key strategies for data cleaning toward real-world data: Viewpoint," *Interactive Journal of Medical Research*, vol. 12, p. e44310, 2023, doi: 10.2196/44310
- [31] L. Lusa, M. Ahonen, M. Vorstenbosch, and M. Broman, "Initial data analysis for longitudinal studies to build a solid foundation for reproducible analysis," *PLOS ONE*, vol. 19, p. e0295726, 2024, doi: 10.1371/journal.pone.0295726
- [32] L. Xiao and K.-T. Hau, "Performance of coefficient alpha and its alternatives: Effects of different types of non-normality," *Educational and Psychological Measurement*, vol. 83, no. 1, pp. 5–27, 2022, doi: 10.1177/00131644221088240

- [33] L. L. Stone, "The ethical use of fit indices in structural equation modeling: Recommendations for psychologists," *Frontiers in Psychology*, vol. 12, p. 783226, 2021, doi: 10.3389/fpsyg.2021.783226
- [34] D. Goretzko, T. T. H. Pham, and M. Bühner, "Evaluating model fit of measurement models in confirmatory factor analysis: A comparison of fit indices and cutoff criteria," *Educational and Psychological Measurement*, 2024, doi: 10.1177/00131644231163813
- [35] M. V. Partsch, V. D. Schmittmann, and J. Niessl, "Detecting model misfit in structural equation models: An evaluation of overall fit indices and local fit measures," *Multivariate Behavioral Research*, 2025, doi: 10.1080/00273171.2025.2552304
- [36] K. Groskurth, M. Stavenga, and G. P. J. Keijsers, "Better fit indices for structural equation modeling? A comparison of RMSEA, CFI, and SRMR based on the null hypothesis that the model is incorrect," *Behavior Research Methods*, 2025, doi: 10.3758/s13428-025-02638-x
- [37] G. W. Cheung, H. D. Cooper-Thomas, R. S. Lau, and L. C. Wang, "Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations," *Asia Pacific Journal of Management*, vol. 41, pp. 745–783, 2024, doi: 10.1007/s10490-023-09871-y
- [38] P. M. dos Santos and M. Á. Cirillo, "Construction of the average variance extracted index for construct validation in structural equation models with adaptive regressions," *Communications in Statistics—Simulation and Computation*, 2021, doi: 10.1080/03610918.2021.1888122
- [39] Barker, M., Chue Hong, N. P., Katz, D. S., Lamprecht, A.-L., Martinez-Ortiz, C., Psomopoulos, F., Harrow, J., Castro, L. J., Gruenpeter, M., Martinez, P. A., & Honeyman, T. (2022). Introducing the FAIR Principles for research software. *Scientific Data*, 9, 622. <https://doi.org/10.1038/s41597-022-01710-x>
- [40] Meshcheryakov, G., Igolkina, A. A., & Samsonova, M. G. (2021). semopy 2: A structural equation modeling package with random effects in Python. arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2106.01140>
- [41] K. Khatami, Y. Sarikhani, R. Fereidooni, M. Salehi-Marzijarani, M. Akabri, L. Khabir, A. Mani, M. Yaghtkosh, A. Haghdel, S. T. Heydari, and K. Bagheri Lankarani, "Association of risky driving behavior with psychiatric disorders among Iranian drivers: A case-control study," *Chinese Journal of Traumatology*, vol. 26, no. 5, pp. 290–296, 2023, doi: 10.1016/j.cjtee.2022.10.005
- [42] M. D. P. Urrelo-Seijas, "Salud mental y accidentalidad en conductores de transporte público: Un enfoque teórico," *Noesis. Revista Electrónica de Investigación*, vol. 7, no. 14, pp. 267–283, 2025, doi: 10.35381/noesisin.v7i14.354
- [43] B. Taş, D. Azık Özkan, and B. Öz, "Anxiety and depression in relation to anxious driving and driver behaviors: The moderating role of traffic climate," *BMC Psychology*, vol. 13, Art. no. 733, 2025, doi: 10.1186/s40359-025-02932-5